



**DEPARTAMENTO INTERFACULTATIVO DE PSICOLOGÍA EVOLUTIVA Y
DE LA EDUCACIÓN
DOCTORADO DESARROLLO PSICOLÓGICO, APRENDIZAJE Y
EDUCACIÓN: PERSPECTIVAS CONTEMPORÁNEAS**

TESIS DOCTORAL

**ESTIMACIÓN DEL EFECTO ESCOLAR
Y SUS PROPIEDADES CIENTÍFICAS
EN COLOMBIA**

Olga Rosalba Rodríguez Jiménez

Abril de 2012

Dirigida por: D. F. Javier Murillo Torrecilla



**DEPARTAMENTO INTERFACULTATIVO DE PSICOLOGÍA EVOLUTIVA Y
DE LA EDUCACIÓN
DOCTORADO DESARROLLO PSICOLÓGICO, APRENDIZAJE Y
EDUCACIÓN: PERSPECTIVAS CONTEMPORÁNEAS**

TESIS DOCTORAL

**ESTIMACIÓN DEL EFECTO ESCOLAR
Y SUS PROPIEDADES CIENTÍFICAS
EN COLOMBIA**

Olga Rosalba Rodríguez Jiménez

Abril de 2012

Dirigida por: D. F. Javier Murillo Torrecilla

*A mis sobrinos Gabriela y Felipe,
El principal motivo para la realización de mis metas y sueños*

AGRADECIMIENTOS

Son muchas las personas cuya orientación, apoyo, compañía y afecto permitieron la realización de mis estudios doctorales, los cuales finalizan hoy con la presente investigación.

Para empezar quiero mencionar a mi director de tesis Javier Murillo por su oportuna y certera orientación, y por mostrarme las sendas a seguir para realizar investigación en eficacia escolar.

Es importante agradecer también a mis compañeras de doctorado, Mónica Ramírez, cuyas observaciones durante la redacción del manuscrito me fueron de utilidad; María Carpio y Sylvia Contreras con quienes compartimos importantes momentos académicos y en la última etapa sus correos me brindaron palabras de apoyo para continuar y finalizar este proceso.

Debo especial agradecimiento a mis amigos Angela Tapias y José Guillermo Martínez quienes tomaron como propio mi proyecto de formación doctoral y en cada momento me alentaron a continuar. En este camino me acompañó también Eduardo Ordoñez quien fue mi faro en muchos momentos de oscuridad. Por su escucha y comprensión debo agradecimiento a Elizabeth González, Luisa Lagos, Adriana Canales y Guaner Rojas. Y Finalmente por su incondicionalidad a Javier Castañeda, Humberto Zarate y Luis Felipe Albarracin.

A Daniel Acosta quien con la ilusión del amor, me motivo a concluir la tesis y dar un paso más en mi vida personal, académica y profesional.

A mi padre y mis hermanos Germán y Alberto y sus familias, Martha, Lasmi, Gabriela y Felipe, quienes me acompañan en cada paso que doy en la vida y de corazón siempre están presentes a donde quiera que vaya.

A Patricia Arias del programa de Formación Docente de la Universidad Autónoma de Madrid quien confió en mis capacidades y me permitió hacer parte del programa durante los años de formación doctoral y en esta última etapa de entrega de tesis ha tenido una gran disposición para concretar administrativamente este esfuerzo.

A la Universidad Nacional de Colombia que me otorgó la comisión de estudios la cual me permitió continuar mi formación académica.

Finalmente a todas aquellas personas con quienes tuve la fortuna de compartir esta travesía académica tanto presencial como virtualmente.

ÍNDICE GENERAL

PRESENTACIÓN.....	17
CAPÍTULO 1. APROXIMACIÓN AL CONCEPTO DE "EFECTO ESCOLAR"	28
1.1. DEFINICIONES DE EFECTO ESCOLAR.....	29
1.2. FORMAS DE MEDICIÓN DE EFECTO ESCOLAR	32
1.3. CONSIDERACIONES GENERALES SOBRE LAS MEDIDAS DE EFECTO ESCOLAR.....	35
1.4. PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR	36
1.5. EL ESTUDIO DE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS	39
1.6. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS PARA REALIZAR ESTUDIOS SOBRE EFECTO ESCOLAR	42
1.7. APORTES DEL ESTUDIO DEL EFECTO ESCOLAR	47
CAPÍTULO 2. INVESTIGACIÓN INTERNACIONAL SOBRE EFECTOS ESCOLARES	50
2.1. REVISIONES GENERALES DEL EFECTO ESCOLAR: META-ANÁLISIS.....	51
2.2. ESTADOS UNIDOS	52
2.3. REINO UNIDO	59
2.4. PAÍSES BAJOS Y AUSTRALIA.....	70
2.5. ESPAÑA	74
2.6. PANORÁMICA GENERAL	76
CAPÍTULO 3. ESTIMACIÓN DE LA MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR: LATINOAMÉRICA.....	81
3.1. ARGENTINA	82
3.2. BRASIL	83
3.3. COLOMBIA.....	84
3.4. MÉXICO	89
3.5. URUGUAY.....	95
3.6. ESTUDIOS REGIONALES	96
3.7. PANORÁMICA GENERAL SOBRE LOS ESTUDIOS EN LATINOAMÉRICA	101
CAPÍTULO 4. PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR	106
4.1. CONSISTENCIA.....	106
4.2. ESTABILIDAD.....	111
4.3. EFECTO DIFERENCIAL	115
4.4. CONTINUIDAD EN EL TIEMPO	121
4.5. PANORÁMICA GENERAL SOBRE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR	122

CAPÍTULO 5. MODELOS MULTINIVEL	125
5.1. EL USO DE MODELOS MULTINIVEL EN EL ESTUDIO DE LOS EFECTOS ESCOLARES	126
5.2. DESCRIPCIÓN DE LOS MODELOS MULTINIVEL	127
CAPÍTULO 6. OBJETIVOS Y METODOLOGÍA.....	141
6.1. OBJETIVOS.....	142
6.2. ENFOQUE METODOLÓGICO.....	142
6.3. MUESTRA	143
6.4. VARIABLES	147
6.5. INSTRUMENTOS	150
6.6. PROCEDIMIENTO Y ANÁLISIS DE DATOS	153
CAPÍTULO 7. ESTIMACIÓN DE LA MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR	161
7.1. MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR.....	162
7.2. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR PARA BACHILLERATO EN EL PERIODO 2000 – 2010	183
7.3. COMPARACIÓN CON LOS MODELOS DE DOS NIVELES	204
CAPÍTULO 8. ESTUDIO DE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS DE LOS EFECTOS ESCOLARES	208
8.1. ESTIMACIÓN DE LA CONSISTENCIA	209
8.2. ESTIMACIÓN DE LA ESTABILIDAD EN BACHILLERATO	217
8.3. ESTIMACIÓN DE LA EFICACIA DIFERENCIAL	221
CAPÍTULO 9. CONCLUSIONES.....	229
9.1. RESUMEN DE RESULTADOS Y DISCUSIÓN	230
9.2. APORTES.....	243
9.3. LIMITACIONES	245
9.4. INVESTIGACIONES FUTURAS	246
9.5. HACIA LA MEJORA DE LA CALIDAD DE LA EDUCACIÓN EN COLOMBIA	247
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	253
ANEXO A. RESULTADOS MODELOS DE DOS NIVELES	265
ANEXO B. AJUSTES DE LOS MODELOS DE DOS NIVELES.....	272
ANEXO C. GRÁFICOS DE AJUSTE DE LOS MODELOS DE TRES NIVELES.....	274

INDICE ANALÍTICO

PRESENTACIÓN.....	17
CAPÍTULO 1. APROXIMACIÓN AL CONCEPTO DE "EFECTO ESCOLAR"	28
1.1. DEFINICIONES DE EFECTO ESCOLAR.....	29
1.2. FORMAS DE MEDICIÓN DE EFECTO ESCOLAR	32
1.3. CONSIDERACIONES GENERALES SOBRE LAS MEDIDAS DE EFECTO ESCOLAR.....	35
1.4. PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR	36
1.4.1. Consistencia	36
1.4.2. Estabilidad.....	36
1.4.3. Eficacia diferencial.....	38
1.4.4. Continuidad en el tiempo	38
1.5. EL ESTUDIO DE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS	39
1.5.1. Consistencia	39
1.5.2. Estabilidad.....	40
1.5.3. Eficacia diferencial.....	41
1.5.4. Continuidad en el tiempo	42
1.6. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS PARA REALIZAR ESTUDIOS SOBRE EFECTO ESCOLAR	42
1.6.1. Diseño del estudio	42
1.6.1.1. Tipo de estudio	42
1.6.1.2. Controles estadísticos referidos a las variables independientes o de ajuste y las dependientes o de resultado.....	43
1.6.2. Muestreo.....	44
1.6.3. Instrumentos para medir las variables de producto.....	45
1.6.4. Técnicas de análisis.....	46
1.7. APORTES DEL ESTUDIO DEL EFECTO ESCOLAR	47
CAPÍTULO 2. INVESTIGACIÓN INTERNACIONAL SOBRE EFECTOS ESCOLARES	50
2.1. REVISIONES GENERALES DEL EFECTO ESCOLAR: META-ANÁLISIS.....	51
2.2. ESTADOS UNIDOS	52
2.2.1. Coleman (1966).....	53
2.2.2. Jencks y cols. (1972).....	54
2.2.3. Klitgaard y Hall (1974).....	54
2.2.4. Summers y Wolfe (1977).....	55
2.2.5. Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker (1979).....	56
2.2.6. Teddlie, Stringfield y Desselle (1985)	56
2.2.7. Witte y Walsh (1990).....	57
2.2.8. Mandeville y Kennedy (1991)	58

2.3. REINO UNIDO	59
2.3.1. Infome Plowden (1967).....	59
2.3.2. Rutter, Maughan, Mortimore, Ouston y Smith (1979).....	59
2.3.3. Madaus, Kellaghan, Rakow y King (1979).....	60
2.3.4. Gray (1981)	62
2.3.5. Aitkin y Logford (1986).....	63
2.3.6. Willms (1987)	64
2.3.7. Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis y Ecob (1988)	64
2.3.8. Raudenbush (1989)	66
2.3.9. Willms y Raudenbush (1989).....	66
2.3.10. Smith y Tomlinson (1989)	67
2.3.11. Daly (1991)	68
2.3.12. Tymms (1993).....	69
2.3.13. Tymss, Merrell y Henderson (1997)	69
2.3.14. Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997).....	70
2.4. PAÍSES BAJOS Y AUSTRALIA.....	70
2.4.1. Brandsma y Knuver (1989).....	71
2.4.2. Bosker, Kremers y Lugthart (1990)	71
2.4.3. Hill y Rowe (1996).....	71
2.4.4. Hill y Rowe (1998).....	73
2.5. ESPAÑA	74
2.5.1. Murillo (2006).....	74
2.5.2. Castejón (2006)	75
2.6. PANORÁMICA GENERAL	76
CAPÍTULO 3. ESTIMACIÓN DE LA MAGNITUD DEL EFECTO	
 ESCOLAR: LATINOAMÉRICA.....	81
3.1. ARGENTINA	82
3.2. BRASIL	83
3.3. COLOMBIA.....	84
3.4. MÉXICO	89
3.5. URUGUAY.....	95
3.6. ESTUDIOS REGIONALES	96
3.6.1. Primer Estudio Regional Comparativo y Explicativo. LLECE	96
3.6.2. Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo.	
LLECE.....	97
3.6.3. Investigación Iberoamericana sobre Eficacia Escolar (IIEE)	99
3.7. PANORÁMICA GENERAL SOBRE LOS ESTUDIOS EN LATINOAMÉRICA	101
CAPÍTULO 4. PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR	106
4.1. CONSISTENCIA.....	106
4.1.1. Estudios en Educación Primaria.....	107
4.1.2. Estudios en Educación Secundaria.....	108
4.1.3. Consistencia entre medidas cognitivas y socio-afectivas.....	110
4.2. ESTABILIDAD.....	111
4.2.1. Estudios en Educación Primaria.....	111
4.2.2. Estudios en Educación Secundaria.....	112
4.3. EFECTO DIFERENCIAL	115
4.4. CONTINUIDAD EN EL TIEMPO	121

4.5. PANORÁMICA GENERAL SOBRE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR	122
CAPÍTULO 5. MODELOS MULTINIVEL	125
5.1. EL USO DE MODELOS MULTINIVEL EN EL ESTUDIO DE LOS EFECTOS ESCOLARES	126
5.2. DESCRIPCIÓN DE LOS MODELOS MULTINIVEL.....	127
5.2.1. Antecedentes: Regresión lineal múltiple.....	127
5.2.2. Modelos multinivel: Generalidades	128
5.2.3. Presentación estadística de los modelos multinivel	130
5.2.3.1. Modelo nulo: ANOVA	131
5.2.3.2. Modelo de medias y pendientes como resultado	131
5.2.3.3. Modelos multinivel de dos y tres niveles	132
5.2.4. El error en modelos multinivel.....	136
5.2.5. Evaluación de los Modelos Multinivel	138
5.2.6. Análisis de medidas repetidas mediante modelos multinivel	139
CAPÍTULO 6. OBJETIVOS Y METODOLOGÍA.....	141
6.1. OBJETIVOS.....	142
6.2. ENFOQUE METODOLÓGICO.....	142
6.3. MUESTRA	143
6.3.1. Ciclos educativos	143
6.3.2. Evolución del efecto escolar en Bachillerato	144
6.3.3. Estudio de propiedades científicas del efecto escolar	146
6.4. VARIABLES.....	147
6.4.1. Variables de producto	147
6.4.2. Variables de ajuste	148
6.4.2.1. Variables del estudiante.....	148
6.4.2.2. Variables escolares	150
6.5. INSTRUMENTOS	150
6.6. PROCEDIMIENTO Y ANÁLISIS DE DATOS	153
6.6.1. Fases	153
6.6.1.1. Preparación de las bases de datos	153
6.6.1.2. Estimación de la magnitud del efecto escolar para básica primaria, secundaria y bachillerato.....	153
6.6.1.3. Estimación de la evolución del efecto escolar para bachillerato	154
6.6.1.4. Estimación de las propiedades científicas del efecto escolar	154
6.6.1.5. Evaluación del ajuste de los modelos	155
6.6.2. Modelamiento con modelos multinivel de tres niveles.....	155
6.6.2.1. Modelo nulo (Vacío)	156
6.6.2.2. Modelo ajustado con efectos fijos	157
6.6.2.3. Modelo ajustado con efectos aleatorios.....	158
6.6.3. Modelamiento con modelos multinivel longitudinales	159
CAPÍTULO 7. ESTIMACIÓN DE LA MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR.....	161
7.1. MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR.....	162
7.1.1. Estimación del efecto escolar para básica primaria	162
7.1.1.1. Modelo nulo (Vacío)	163

7.1.1.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios.....	164
7.1.1.3. Efectos escolares.....	169
7.1.2. Estimación del efecto escolar para básica secundaria.....	170
7.1.2.1. Modelo nulo (Vacío).....	170
7.1.2.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios.....	172
7.1.2.3. Efectos escolares.....	176
7.1.3. Estimación del efecto escolar para Bachillerato.....	176
7.1.3.1. Modelo nulo (Vacío).....	176
7.1.3.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios.....	178
7.1.3.3. Efectos escolares.....	182
7.1.4. Comparación de resultados en los ciclos educativos.....	182
7.2. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR PARA BACHILLERATO EN EL PERIODO 2000 – 2010.....	183
7.2.1. Modelo nulo (Vacío).....	184
7.2.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios.....	186
7.2.5. Observaciones generales sobre la evolución del efecto escolar.....	201
7.3. COMPARACIÓN CON LOS MODELOS DE DOS NIVELES.....	204
CAPÍTULO 8. ESTUDIO DE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS DE LOS EFECTOS ESCOLARES.....	208
8.1. ESTIMACIÓN DE LA CONSISTENCIA.....	209
8.1.1. En los tres ciclos escolares.....	209
8.1.2. Estimación de la consistencia en el bachillerato.....	211
8.2. ESTIMACIÓN DE LA ESTABILIDAD EN BACHILLERATO.....	217
8.3. ESTIMACIÓN DE LA EFICACIA DIFERENCIAL.....	221
8.3.1. Estimación de la eficacia diferencial para los ciclos educativos.....	224
8.3.2. Estimación de la eficacia diferencial para bachillerato.....	226
CAPÍTULO 9. CONCLUSIONES.....	229
9.1. RESUMEN DE RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	230
9.1.1. Efecto escolar neto.....	230
9.1.2. Propiedades científicas.....	237
9.1.2.1. Consistencia.....	237
9.1.2.2. Estabilidad.....	238
9.1.2.3. Eficacia diferencial.....	240
9.2. APORTES.....	243
9.3. LIMITACIONES.....	245
9.4. INVESTIGACIONES FUTURAS.....	246
9.5. HACIA LA MEJORA DE LA CALIDAD DE LA EDUCACIÓN EN COLOMBIA.....	247
9.5.1. Los resultados y los “rankings”.....	247
9.5.2. Inclusión educativa: educación para todos.....	248
9.5.3. Calidad de la educación, equidad educativa y equidad social.....	249
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	253
ANEXO A. RESULTADOS MODELOS DE DOS NIVELES.....	265
ANEXO B. AJUSTES DE LOS MODELOS DE DOS NIVELES.....	272
ANEXO C. GRÁFICOS DE AJUSTE DE LOS MODELOS DE TRES NIVELES.....	274

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 2.1. Estimación del efecto escolar en Países Bajos (Hill y Rowe, 1996)	72
Tabla 2.2. Resumen de las investigaciones sobre efecto escolar en Estados Unidos	77
Tabla 2.3. Resumen de investigaciones sobre efecto escolar en Reino Unido	78
Tabla 2.4. Resumen de investigaciones sobre efecto escolar en Países Bajos, Australia y España	79
Tabla 3.1. Efecto escolar para Argentina 2009-2010	83
Tabla 3.2. Efecto escolar neto para Colombia 1999-2000	85
Tabla 3.3. Efecto escolar neto para 6° de primaria. México, 1998-2003	90
Tabla 3.4. Efecto escolar para México 2003 a partir de los datos de INEE, EXANO-I y PISA	91
Tabla 3.5. Efecto escolar para México. Primaria y Secundaria, 2007	92
Tabla 3.6. Efecto escolar en América Latina para Matemática y Lectura de los estudiantes de 3° y 6° de Primaria	99
Tabla 3.7. Estimación del Efecto escolar para Latinoamérica, 2007	101
Tabla 3.8. Resumen de los estudios sobre efecto escolar en Iberoamérica	102
Tabla 6.1. Muestra para estimar efecto escolar en tres ciclos educativos. Año 2009	143
Tabla 6.2. Datos demográficos de la muestra para estimar efecto escolar en tres ciclos educativos, año 2009*	144
Tabla 6.3. Muestra para estimar el efecto escolar para Bachillerato	145
Tabla 6.4. Datos demográficos de la muestra para estimar la evolución del efecto escolar en la década del 2000	145
Tabla 6.5. Datos de discapacidad de la muestra para estimar el efecto escolar en tres ciclos educativos, año 2009*	146
Tabla 6.6. Datos de discapacidad de la muestra para estimar la evolución del efecto escolar en la década del 2000*	146
Tabla 6.7. Datos de etnia de la muestra para estimar la evolución del efecto escolar en la década del 2000	147
Tabla 7.1. Resultados de proceso de modelamiento. Efecto escolar bruto. Primaria, año 2009	164
Tabla 7.2. Resultados de proceso de modelamiento. Efecto escolar neto. Primaria, año 2009	168
Tabla 7.3. Resultados efecto escolar bruto y neto para matemáticas y lenguaje. Primaria, año 2009	170
Tabla 7.4. Resultados de proceso de modelamiento. Efecto escolar bruto. Secundaria, año 2009	171
Tabla 7.5. Resultados de proceso de modelamiento. Efecto escolar neto. Secundaria, año 2009	175

Tabla 7.6. Efecto escolar bruto y neto para matemáticas y lenguaje. Secundaria, año 2009	176
Tabla 7.7. Resultados de proceso de modelamiento. Efecto escolar bruto. Bachillerato, año 2009.....	178
Tabla 7.8. Resultados de proceso de modelamiento. Efecto escolar neto. Bachillerato, año 2009.....	181
Tabla 7.9. Efecto escolar bruto y neto para matemáticas y lenguaje. Bachillerato, año 2009	182
Tabla 7.10. Ajuste del Modelo de Tres Niveles. Ciclos educativos, año 2009	183
Tabla 7.11. Evolución del efecto escolar bruto para matemáticas. Bachillerato, década del 2000	187
Tabla 7.12. Evolución del efecto escolar bruto para lenguaje. Bachillerato, década del 2000	188
Tabla 7.13. Evolución del efecto escolar bruto para ciencias naturales. Bachillerato, década del 2000	189
Tabla 7.14. Evolución del efecto escolar bruto para ciencias sociales. Bachillerato, década del 2000	190
Tabla 7.15. Resultados de efecto escolar neto para matemáticas. Bachillerato, década del 2000 -Colombia.....	197
Tabla 7.16. Resultados de efecto escolar neto para lenguaje. Bachillerato, década del 2000 -Colombia	198
Tabla 7.17. Resultados de efecto escolar neto para Ciencias naturales. Bachillerato, década del 2000 -Colombia	199
Tabla 7.18. Resultados de efecto escolar neto para Ciencias sociales. Bachillerato, década del 2000 -Colombia.....	200
Tabla 7.19. Ajuste del Modelo de Tres Niveles para Bachillerato. Área de Matemáticas, años 2000-2010.....	203
Tabla 7.20. Ajuste del Modelo de Tres Niveles para Bachillerato. Área de Lenguaje, años 2000-2010	204
Tabla 7.21. Ajuste del Modelo de Tres Niveles para Bachillerato. Área de Naturales, años 2000-2010	204
Tabla 7.22. Ajuste del Modelo de Tres Niveles para Bachillerato. Área de Sociales, años 2000-2010	204
Tabla 7.23. Resultados de efecto escolar para los ciclos escolares. Modelo de dos niveles.....	205
Tabla 7.24. Evolución del efecto escolar para bachillerato. Modelo de dos niveles	205
Tabla 8.1. Consistencia entre las áreas de matemáticas y lenguaje para los ciclos educativos	211
Tabla 8.2. Consistencia Entre Áreas. Bachillerato, 2000	213
Tabla 8.3. Consistencia entre Áreas. Bachillerato, año 2001	213
Tabla 8.4. Correlaciones de los puntajes directos de las áreas. Año 2000-2001	214
Tabla 8.5. Consistencia Entre Áreas. Bachillerato, año 2002.....	214
Tabla 8.6. Consistencia entre Áreas. Bachillerato, año 2003	215

Tabla 8.7. Correlaciones de los puntajes directos de las áreas. Año 2002 y 2003 ..	215
Tabla 8.8. Consistencia Entre Áreas. Bachillerato, año 2008.....	215
Tabla 8.9. Consistencia Entre Áreas. Bachillerato, año 2009.....	216
Tabla 8.10. Correlaciones de los puntajes directos de las áreas. Años 2008 y 2009	216
Tabla 8.11. Consistencia Entre Áreas. Bachillerato, año 2010.....	217
Tabla 8.12. Correlaciones de los puntajes directos de las áreas. Año 2010	217
Tabla 8.13. Estimación de estabilidad para Bachillerato. Década del 2000	221
Tabla 8.14. Eficacia diferencial por ciclos educativos	225
Tabla 8.15. Eficacia diferencial acorde con la discapacidad y la etnia	225
Tabla 8.16. Eficacia diferencial en bachillerato acorde con la discapacidad y la etnia	226
Tabla 8.17. Eficacia Diferencial. Matemáticas, años 2000 a 2010.....	227
Tabla 8.18. Eficacia Diferencial. Lenguaje, años 2000 a 2010	227
Tabla 8.19. Eficacia Diferencial. Ciencias Naturales, años 2000 a 2010	228
Tabla 8.20. Evolución de la Eficacia Diferencial. Ciencias Sociales, años 2000 a 2010.....	228
Tabla A.1. Resultados de efecto escolar bruto para Matemáticas en bachillerato. Década del 2000. Modelo de dos niveles	266
Tabla A2. Resultados de efecto escolar bruto para Lenguaje en Bachillerato. década del 2000. Modelo de dos niveles.....	266
Tabla A3. Resultados de efecto escolar bruto para ciencias naturales en Bachillerato. Década del 2000. Modelos de dos niveles.....	267
Tabla A4. Resultados de efecto escolar bruto para Ciencias Sociales en Bachillerato. Década del 2000. Modelos de dos niveles.....	267
Tabla A5. Resultados de efecto escolar neto para Matemáticas en bachillerato. Década del 2000. Modelo de dos niveles.....	268
Tabla A6. Resultados de efecto escolar neto para Lenguaje en bachillerato. Década del 2000. Modelo de dos niveles.....	269
Tabla A7. Resultados de efecto escolar neto para ciencias naturales en bachillerato. Década del 2000. Modelo de dos niveles.....	270
Tabla A8. Resultados de efecto escolar neto para ciencias sociales en bachillerato. Década del 2000. Modelo de dos niveles.....	271
Tabla A9. Ajuste del Modelo de Dos Niveles Razón de Verosimilitud. Matemáticas, años 2000-2010.....	273
Tabla A10. Ajuste del Modelo de Dos Niveles Razón de Verosimilitud. Lenguaje, años 2000-2010	273
Tabla A11. Ajuste del Modelo de Dos Niveles Razón de Verosimilitud. Naturales, años 2000-2010	273
Tabla A12. Ajuste del Modelo de Dos Niveles Razón de Verosimilitud. Sociales, años 2000-2010	273
Tabla A13. Ajuste del Modelo de Dos Niveles Razón de Verosimilitud. Ciclos educativos, año 2009	273

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 5.1. Residuos de un Modelo de Regresión	136
Figura 5.2. Residuos de un modelo multinivel de dos niveles	137
Figura 5.3. Gráfico QQ para verificar supuestos de los residuos	139
Figura 5.4a. Diseños Longitudinales	139
Figura 5.4b. Diseños Transversales con medidas repetidas.....	139
Figura 7.1. Evolución del efecto neto escolar para bachillerato. Años 2000 a 2003, tres niveles	201
Figura 7.2. Evolución del efecto escolar neto para Bachillerato. Años 2008 a 2010, tres niveles	202
Figura 7.3. Efecto neto escolar para bachillerato. Años 2000 a 2003, dos niveles .	207
Figura 7.4. Evolución del efecto neto escolar para bachillerato. Años 2008 a 2010, modelo de dos niveles	207
Figura 8.1. Evolución del comportamiento del puntaje directo para todas las áreas. Años 2000 a 2010.....	218
Figura A1. Muestra de la distribución residual en primaria	275
Figura A2. Muestra de la distribución residual en secundaria.....	275
Figura A3. Muestra de la distribución residual en Bachillerato	275

PRESENTACIÓN

La investigación sobre Eficacia Escolar se ha ocupado de establecer cuáles son los factores de aula, de escuela y de contexto que inciden en el desarrollo académico de los estudiantes; y también ha buscado estudiar cuánto incide la escuela a ese desarrollo (Murillo, 2005a; Scheerens y Bosker, 1997; Teddlie, Reynolds y Sammons, 2000). Esta preocupación por determinar el aporte que brinda la escuela al desarrollo académico de los alumnos ha dado lugar a la línea de investigación sobre efecto escolar, la cual tiene como objetivo determinar la importancia de la escuela en los procesos educativos de los alumnos y es la línea en la cual se enmarca el presente trabajo de investigación.

Esta línea de investigación cuantifica la magnitud del efecto escolar y estudia las propiedades científicas del mismo, con lo cual es posible conocer si el efecto escolar se mantiene a través de las áreas y el tiempo, es decir si es consistente y estable, o si el efecto es diferente para los distintos grupos de alumnos que asisten a la escuela, tópico que se ha denominado eficacia diferencial. Así mismo, se ha estudiado si los efectos de la escolarización permanecen a través del tiempo, es decir si los efectos logrados en primaria continúan en la secundaria y a su vez, en los estudios universitarios, propiedad que ha sido denominada continuidad en el tiempo.

Para determinar si los elementos o acciones que realiza la escuela tienen una incidencia de forma directa en los resultados cognitivos y socio afectivos de los alumnos, las investigaciones incluyen variables inherentes a los alumnos como el género, la etnia y el rendimiento académico previo, como también las variables propias de la familia de los alumnos como son: el nivel educativo de los padres, la condición económica, el tipo de familia, el vecindario, entre otros.

El trabajo en esta línea de investigación se destaca debido a que ofrece herramientas objetivas, que permiten evaluar el impacto de las propuestas educativas puestas en marcha desde el nivel central o estatal, ya sea como producto de los procesos de evaluación y mejora institucional o como parte de la política educativa implementada (Rodríguez-Jiménez y Murillo, 2011).

De acuerdo con Martínez-Arias (2009), su uso ha sido reconocido en procesos de rendición de cuentas y mejora escolar. El primero de ellos, principalmente desarrollado por las instituciones públicas, dado el compromiso social de garantizar una adecuada inversión de los recursos y mostrar los resultados de las políticas públicas llevadas a cabo; mientras que el segundo, en el marco de los procesos de autoevaluación institucional, que adelantan instituciones tanto públicas como privadas.

Estos estudios garantizan que se conozcan con celeridad los resultados, con lo que se permite a las instituciones, pronta retroalimentación para orientar e implementar sus cambios, igualmente, es posible obtener con los resultados de estas investigaciones, una valoración objetiva acerca de la forma como se están dirigiendo y aplicando las políticas educativas, a partir de las diferentes variables de la escuela, del alumno y del contexto.

De esta manera, se puede enunciar que el estudio del efecto escolar resulta de particular interés para las instituciones educativas, porque permite expresar cuantitativamente el efecto de los procesos educativos que se realizan en las instituciones y reconocer si está avanzando hacia el logro de sus objetivos y el cumplimiento de principios como la equidad (Rodríguez-Jimenez y Murillo, 2011), acorde con los postulados de las dimensiones de la educación planteados por la UNESCO. Para los países se convierte en una herramienta útil a la hora de informar sobre los puntajes o clasificaciones de estudiantes en las evaluaciones y al plantear políticas educativas, aunque se reconoce que sólo para algunos países este hecho ha sido

una realidad, debido a que la información que se genera es muy especializada, incluso ha recibido críticas y en algunos casos, los hallazgos presentan resultados “*inconvenientes*” a nivel político (Reynolds, Sammons, De Fraine, Townsend y Van Damme, 2011).

En un país como Colombia que ha planteado la reforma educativa como alternativa para lograr la equidad social, estudios sobre efecto escolar se convierten en faros que permiten alumbrar el camino que se sigue e informar si las rutas emprendidas toman el rumbo esperado o deben ser objeto de modificaciones, mayor esfuerzo por parte de los agentes educativos y un mayor compromiso político.

En la primera década del siglo XXI en Colombia se encuentran los estudios de Casas, Gamboa y Piñeros (2002, 2003) realizados con datos de secundaria. El primero de ellos señala el impacto del cambio en la medida de producto, y el segundo reporta un efecto importante de la institución escolar, al llamar la atención sobre el impacto en la comunidad educativa, cuando se informa de los puntajes en las pruebas sin tener en cuenta las variables de ajuste, en particular, las referidas a lo socioeconómico.

Para el área de matemáticas, se encuentran en la década del 90 estudios previos a los mencionados, como el de Castaño (1998) quien señala un efecto del 28,7% y Moreno y Piñeros (1998) quienes señalan un efecto de 29,2%. Estos estudios consideraron el aporte de la escuela sin considerar variables de ajuste. Trabajos posteriores incluyeron como variables de ajuste el nivel socioeconómico del estudiante y el tipo de escuela - privado vs público-, y encontraron efectos escolares de entre 2% y 34% para matemáticas, y de entre 4% y 30% para lenguaje (Correa, 2004; Restrepo y Alviar, 2004).

En Colombia la realización de estos estudios sugiere que existe interés por conocer cuál es el aporte de la escuela al desarrollo de los alumnos, como también por determinar la eficacia diferencial debida al tipo de escuela y a las condiciones socioeconómicas. En consideración a que los estudios se han caracterizado por un enfoque econométrico, analizan sólo resultados regionales, algunos incluyen sólo variables de naturaleza socioeconómica y se modela con modelos multinivel de dos niveles, se considera necesario realizar un estudio que estime la magnitud del efecto escolar para todo el país, que incluya variables de ajuste propias de este tipo de estudio

y que se realice el modelamiento en consideración no sólo a las diferencias entre las escuelas, sino también debidas a los departamentos (comunidades autónomas), los cuales muestran importantes diferencias a nivel educativo, cultural y económico e implica el modelamiento con modelos multinivel de tres niveles.

De otra parte, se considera de importancia estudiar para el sistema educativo colombiano las propiedades científicas del efecto escolar. Conocer si el efecto escolar es el mismo a través de distintas medidas de producto cognitivo y en los distintos ciclos, resultados que ofrecen retroalimentación para el desarrollo de los estándares para la enseñanza de las áreas y la organización escolar. Determinar si es estable a lo largo del tiempo y si existe efecto diferencial en consideración al género, nivel socioeconómico, sociocultural, etnia y discapacidad aportará información que permitirá evaluar la implementación de la legislación y de las propuestas pedagógicas planteadas por las secretarías de educación departamentales y distritales, como también de las formuladas por el Ministerio de Educación Nacional como son la etnoeducación, la inclusión educativa y el enfoque de género.

En relación con estudios de efecto escolar, son dos los aspectos que se consideran importantes, de una parte la aproximación conceptual y por otra, la aproximación empírica, es decir cómo estudiarlo. Estos dos aspectos se presentan y desarrollan en el primer capítulo, haciendo énfasis en la conceptualización que subyace al presente trabajo y que se corresponde con la propuesta de Murillo (2005a), acorde con la cual el efecto escolar se considera como el *“porcentaje de variación en el rendimiento de los alumnos debido a las características procesuales del centro en el que están escolarizados. Y se mediría como un porcentaje de varianza (p. 167)”* a través del coeficiente de correlación intraclase. En este mismo capítulo se presentan las propiedades científicas del efecto escolar y se describen las alternativas metodológicas para estudiarlas.

Se ha señalado el informe Coleman y cols. (1966) como el primer estudio sobre efecto escolar, en consideración a que las conclusiones señalan que la escuela tiene poco que aportar a los resultados de los estudiantes en comparación con los factores familiares y socioeconómicos. Desde su publicación y hasta la fecha, la investigación ha avanzado desde el estudio de la magnitud del efecto escolar hasta cada una de las

propiedades científicas, tales como la consistencia, la estabilidad, eficacia diferencial y continuidad en el tiempo, para lo cual se ha hecho uso de distintas herramientas estadísticas, dentro de las cuales los modelos multinivel han logrado aportar mayor información, en atención a que están en correspondencia con la naturaleza de la estructura de la escuela y de la información que provee; no obstante se reconoce que los estudios realizados con regresión lineal múltiple brindaron información importante sobre el efecto de las variables contextuales en la explicación de la variabilidad del desempeño escolar.

Aunque la gran mayoría de estudios sobre el efecto escolar provienen de países anglosajones como Estados Unidos, Reino Unido y Países Bajos, también se han desarrollado con profusión en Iberoamérica. Así, existen estudios en Argentina, Brasil, Colombia, España y México. Es precisamente este tema el que se desarrolla en los capítulos 2 y 3, la descripción es cronológica e implica hace referencia a la muestra, la metodología y los principales resultados.

La estimación de la magnitud del efecto escolar evidencia una gran variabilidad en los resultados encontrados, con un rango entre 5% hasta un 31,4% (Bryk y Raudenbush, 1992; Scheerens y Bosker, 1997; Teddlie, Reynolds y Sammons, 2000). Estas diferencias se deben al país, el nivel y grado escolar, como también el modelo estadístico de análisis, el tipo de estudio (longitudinal o transversal), las variables de ajuste y de producto utilizadas y su medición (Rodríguez-Jiménez y Murillo, 2011).

En todo caso, y acorde con Murillo (2005a), se tiene que los efectos escolares varían entre un 10% y un 20% de la varianza del rendimiento de los estudiantes, porcentajes que son mayores en Primaria que en Secundaria y para Latinoamérica y África.

En América Latina, las investigaciones realizadas sobre efecto escolar emplean modelos multinivel e incluyen variables de ajuste y reportan, principalmente la magnitud del efecto escolar (Barbosa y Fernandez, 2001; Cervini, 2006a, 2006b, 2009, 2010, 2012; Gamboa, Casas y Piñeros, 2003; Fernández-Aguerre y Blanco, 2004; Ferrão, 2006; Murillo, 2007a; Murillo y Román, 2011; Rodríguez-Jiménez y Murillo, 2011; Willms y Somers, 2001; Zorrilla, 2008).

En el ámbito regional son tres los estudios que ha hecho aportaciones sobre el efecto escolar, dos corresponden a los desarrollados por el Laboratorio Latinoamericano de

Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE), de la OREALC/UNESCO, y el denominado Investigación Iberoamericana sobre Eficacia Escolar (Murillo, 2007).

Los resultados del primer estudio, señalan para el ciclo escolar de primaria (3° y 4°) un efecto escolar de 15,5% en Lengua y 18,3% en Matemáticas (LLECE, 2006; Willms y Somers, 2001). Los resultados del segundo estudio señalan que en contraste con los estudios anglosajones el aporte de la escuela para el conjunto de América Latina y el Caribe es superior al 30% en las áreas evaluadas (OREALC/UNESCO, 2010), sin embargo los re-análisis a partir de estos datos señalan un efecto escolar menor (Cervini, 2012; Murillo y Román, 2012; Rodríguez-Jiménez y Murillo, 2011).

Por su parte, la Investigación Iberoamericana sobre Eficacia Escolar (Murillo, 2007) considerado como un verdadero estudio sobre efecto escolar señala efectos entre el 14% y el 18%, que disminuye al 10% cuando es incluida el aula, señala un mayor porcentaje de efecto escolar para matemáticas que para lengua.

En síntesis se encuentra para Latinoamérica, que el estudio del efecto escolar se realiza principalmente para secundaria y tienen prevalencia el uso de puntajes en pruebas estandarizadas de lenguaje y matemáticas como variable de producto, siendo la excepción los estudios realizados en Colombia los cuales incluyen puntajes en ciencias naturales y ciencias sociales. En general se encuentra para estos estudios variabilidad en el porcentaje reportado del efecto de la escuela, lo que sin duda está en relación con la muestra, la variable de producto considerada, el nivel de agrupación y más aún por la forma en que han definido e incluido en el modelo las variables de ajuste.

En conjunto con la estimación de la magnitud de los efectos escolares, esta línea de trabajo ha abordado el estudio de las propiedades científicas de los efectos escolares y que se desarrolla en el capítulo 4. Básicamente, se encuentra que los investigadores se han centrado en cuatro propiedades (Murillo, 2005a): consistencia, estabilidad, eficacia diferencial y continuidad en el tiempo.

La consistencia hace referencia a la congruencia de los efectos escolares entre las áreas y las medidas de rendimiento cognitivo y socio-afectivo. Se estima a través de la correlación entre los residuos de los modelos ajustados con las diferentes variables de producto. Algunos de los trabajos informan sobre las correlaciones principalmente entre matemáticas y lectura/escritura, así se encuentra la investigación de Mandeville y

Anderson (1987) quienes refieren correlaciones más altas para el área de matemáticas que para lenguaje y el de Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997a) quienes reportan correlaciones entre 0,25 y 0,75 entre literatura inglesa y francés y entre el puntaje total en la prueba e inglés. Se encuentran también los trabajos desarrollados por Bosker y Scheerens (1989) quienes reportan correlaciones entre 0,45 y 0,75 entre áreas, rangos semejantes a los reportados por Willms y Raudenbush (1989). Resultados menos favorables en relación con la consistencia entre áreas fueron reportados por Goldstein y Rabash (1993). A partir de esta variabilidad en los resultados, Murillo (2005a) señala que las investigaciones realizadas permiten concluir que en general “la consistencia de los efectos entre las áreas es moderado”, con correlaciones cercanas a 0,50, siendo por ello necesario incluir en los estudios un mayor número de áreas como variables de producto.

De los estudios referidos en América Latina el realizado por Zorrilla (2008) señala que la consistencia entre las áreas de matemáticas y lenguaje es alta, con correlaciones de 0,86 y 0,87. En este mismo sentido se encuentra el estudio de Cervini (2010) quien reporta correlaciones de igual magnitud en la consistencia del efecto entre las áreas de matemáticas y lengua, en primaria y de menor magnitud para secundaria. Estos estudios contrastan con los resultados de Murillo (2007a) quien reporta coeficientes de 0,5 entre matemáticas y lenguaje, y bajas correlaciones entre las variables cognitivas y las socioafectivas.

La estabilidad se refiere a la permanencia de los efectos escolares en el tiempo. En esta línea cobran importancia los estudios de naturaleza longitudinal. En primaria se encuentran los trabajos de Mandeville y Anderson (1987) y Mandeville (1988) y en secundaria los estudios de Bosker (1989), Willms y Raudenbush (1989), Bosker y Scheerens (1989) Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997), Mangan, Plug y Gray (2005). Los resultados señalan mayor estabilidad para los resultados de puntaje total que para los puntajes por áreas. A la vez que resaltan la dificultad de estudiar esta propiedad en virtud de la naturaleza dinámica de las instituciones educativas y se sugiere la incorporación de análisis de series de tiempo y curvas de crecimiento.

La eficacia diferencial busca determinar el porcentaje de varianza explicado atendiendo consideraciones propias de los estudiantes, tales como las condiciones

socioeconómicas, el género o la etnia, lo que llevaría a considerar la información por grupos de alumnos, tratando de esta manera lo referido a la equidad.

El estudio de Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988) señala diferencias debidas a la edad, la clase social y la etnia en medidas socioafectivos, y el de Smith y Tolimson (1989) eficacia diferencial debida a la etnia y al logro previo. Esta última variable se encontró significativa en los estudios de Sammons, Nuttall y Cuttance (1993); Brandsma and Knuver (1989) y Nuttall, Goldstein, Prosser y Rasbash (1989), estos últimos adicionalmente lo reportan en referencia a la etnia.

Por su parte, las aportaciones de Levine y Painter (2008) y Palardy (2008) sobre el efecto de las condiciones socioeconómicas, son ilustrativas. En América Latina el trabajo de Murillo (2007a) señala diferencias debido al género, el nivel sociocultural y socioeconómico de los estudiantes, el rendimiento previo, el autoconcepto, el comportamiento y la convivencia social. Y el de Zorrilla (2008) que reporta efecto diferencial por género y grado escolar.

Por último, la propiedad científica de la continuidad en el tiempo corresponde a la estimación del efecto escolar de la institución educativa entre un ciclo y otro, es decir si el impacto del proceso educativo perdura de primaria a secundaria y de ésta a la universidad; en relación con esta propiedad es importante el estudio realizado por Mortimore y cols. (1988) en el cual se reporta que los efectos de la institución persisten en el rendimiento de los estudiantes. Esta es una de las propiedades que cuenta con menor investigación y cuyos resultados pueden generar mayores polémicas porque remiten a consideraciones estructurales sobre el sistema educativo y la sociedad.

Es de anotar que los estudios sobre efecto escolar y sus propiedades científicas remiten al uso de modelos multinivel. Si bien hasta mediados de la década de los ochenta la principal herramienta de análisis lo constituía el análisis de regresión lineal múltiple, a partir de entonces y con el fin de conocer la variabilidad propia del estudiante, la escuela y el departamento o país se considera como apropiado el uso de modelos multinivel (Gaviria y Castro, 2005; Murillo, 2008). Es una adecuada esta herramienta de análisis porque estos modelos tienen en consideración el contexto, además de considerar la dependencia existente entre las observaciones y con ello se ajusta el error de estimación (Sammons, Thomas y Mortimore, 1997; Zorrilla, 2008).

Acorde con lo anterior, en el capítulo quinto se presentan las consideraciones generales sobre estos modelos, su representación estadística, las consideraciones sobre el error y la evaluación de la calidad del modelo. Concluyendo con este la primera parte denominada fundamentación conceptual del estudio.

Como se ilustró previamente, en Colombia el estudio de los efectos escolares no es de reciente interés, se aprecia que algunos de los estudios han buscado evaluar los programas adelantados por instituciones gubernamentales y si bien permitieron conocer que tanto el desempeño en las pruebas nacionales se mejoraba en “función” de la implementación de estos programas, la información obtenida que sin duda resultó muy útil en su momento, no fue acopiada como un aporte al campo de conocimiento de efecto escolar, por lo que no pasaron de ser estudios aislados y con un impacto puntual. A partir de esta consideración y con el fin de tener información del sistema educativo colombiano durante década del 2000, en la cual se consolidan las medidas educativas propuestas a partir de la ley 115 de 1994, cobra importancia la realización de un estudio que permita cuantificar el efecto escolar y sus propiedades científicas y con ello contar con indicadores objetivos para valorar las propuestas educativas que se adelantan.

En consideración con lo anterior se ha planteado como objetivo general de la investigación *estimar la magnitud del efecto escolar y las propiedades científicas del mismo para el sistema educativo colombiano*.

Teniendo como objetivos específicos los siguientes:

- Estimar el efecto escolar para básica primaria, secundaria y bachillerato para el año 2009.
- Calcular el efecto escolar y determinar su evolución para bachillerato durante la primera década del 2000.
- Determinar la consistencia entre las áreas de matemáticas y lenguaje para los tres ciclos educativos para el año 2009.
- Estimar la consistencia entre las áreas de matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales para bachillerato, para siete años de la década del 2000.

- Calcular la estabilidad del efecto escolar para bachillerato durante la década del 2000.
- Estimar la eficacia diferencial debida al nivel sociocultural, socioeconómico, género, etnia y discapacidad para los ciclos educativos y para el bachillerato durante la década del 2000.

El desarrollo de estos objetivos y los resultados obtenidos se presentan en los capítulos 6, 7 y 8. En ellos puede reconocerse la metodología seguida, el proceso de modelamiento y los resultados de la estimación de la magnitud del efecto escolar en los ciclos educativos y la evolución de mismo en bachillerato. Se sigue la presentación de los resultados de la estimación de las propiedades científicas de consistencia, eficacia diferencial y estabilidad, esta última estudiada sólo para bachillerato en virtud de que se contó con información a lo largo de la década del 2000.

A partir de esta información se espera proveer indicadores objetivos que permitan avanzar en los procesos de mejoramiento continuo que inviten a la reflexión en educación sobre los rankings de los resultados de las pruebas, la inclusión educativa, la calidad y la equidad educativa y social. Se espera que los resultados aporten a la consolidación de la investigación sobre efecto escolar, así:

1. Con la estimación de la magnitud del efecto escolar en tres ciclos educativos y su evolución en bachillerato.
2. En el estudio de consistencia en cuatro áreas de conocimiento.
3. Por la inclusión de la variable discapacidad para el estudio de eficacia diferencial que ha recibido menor atención en comparación con el género, la etnia o las variables socioeconómicas y culturales de los estudiantes y finalmente,
4. Por la estabilidad en el tiempo haciendo uso de información de más de un lustro.

Para resumir, este documento se compone de dos partes. La primera presenta la conceptualización del efecto escolar, la revisión de los estudios realizados para estimar la magnitud y sus propiedades científicas y la presentación de los modelos multinivel. La segunda parte corresponde al estudio empírico y se presenta en cuatro capítulos, el

primero expone los objetivos y la metodología de trabajo, el segundo corresponde a los resultados de la estimación de la magnitud del efecto escolar para los tres ciclos del sistema educativo colombiano y para la evolución del efecto en bachillerato. En el tercer capítulo se señalan los resultados de las propiedades científicas del efecto escolar, para los ciclos educativos y bachillerato se estudiaron la consistencia y la eficacia diferencial y, sólo la estabilidad durante la década del 2000 para el bachillerato.

El último capítulo presenta las conclusiones del estudio, se señalan aportes, limitaciones e investigaciones futuras, en conjunto con algunos tópicos de reflexión como los “*rankings*”, la inclusión educativa, la calidad y equidad de la educación.

Capítulo 1.

APROXIMACIÓN AL CONCEPTO DE "EFECTO ESCOLAR"

Una de las líneas de trabajo de la Investigación sobre Eficacia Escolar, desde sus inicios, ha sido la estimación de la magnitud de los efectos escolares y el estudio de sus propiedades científicas. En este capítulo se presenta la aproximación conceptual al efecto escolar, en primer lugar las definiciones, luego los modelos y los índices que se han empleado para hacer la medición del mismo.

Posteriormente, se presentan las propiedades científicas del efecto escolar y el abordaje metodológico para su estudio; a lo que se siguen las consideraciones sobre los aspectos metodológicos que deben ser tenidos en cuenta a la hora de realizar estudios con este objetivo, para finalizar se presentan los aportes que esta línea de investigación ha realizado al desarrollo de la eficacia escolar.

1.1. DEFINICIONES DE EFECTO ESCOLAR

El efecto escolar da cuenta de la capacidad de las instituciones educativas para influir en los estudiantes debido a la forma en que cada una funciona como organización educativa (Aitkin y Logford, 1986; Murillo, 2005a). A partir de esta concepción, y en consideración a las distintas aproximaciones metodológicas empleadas a lo largo de estos 60 años de investigación, se cuenta con diversas definiciones sobre efecto escolar, entre ellas, las dadas por Murillo (2005a) quien a partir de las presentadas por Teddlie, Reynolds y Sammons (2000) propone clasificarlas en dos grandes grupos, de una parte los efectos escolares como la medida de una escuela individual sobre los efectos de los alumnos y, de otra, la variación entre escuelas de la varianza de rendimiento de los alumnos. El primero corresponde a una medida del *índice de eficacia escolar*, útil para valorar el grado de eficacia de un centro; el segundo indicaría los efectos escolares en sentido estricto.

1. La medida del efecto de una escuela individual sobre los resultados de los alumnos

Desde esta idea, la medida del tamaño del efecto para una escuela determinada se expresaría como un porcentaje de la desviación estándar, con lo que la puntuación podría ser positiva o negativa. Se incluyen en esta perspectiva las siguientes aproximaciones:

- a. Medida del efecto sin variables de ajuste.* Los efectos escolares considerados como la medida del efecto de la escuela en los resultados de los estudiantes, sin tener en cuenta variables de contexto o entrada, es decir sin ajustarlos. Este planteamiento original se corresponde con la comparación del desempeño académico de todos los estudiantes y por ende, con la realización del ranking entre escuelas. Desde esta perspectiva se compara el desempeño del estudiante con un criterio estándar, que generalmente es el desempeño promedio de los alumnos dentro de sistema educativo. Fernández-Aguerre (2003) considera que esta aproximación se corresponde con la noción absoluta de eficacia, mientras que Murillo (2003) señala que se correspondería más bien con la noción de productividad escolar.

b. Medida del efecto ajustado por variables de entrada. Efectos escolares considerados como la medida del efecto de la escuela en los resultados de los estudiantes, ajustado por las variables del estudiante como el nivel socioeconómico o el logro previo. Esta aproximación se corresponde con los estudios tradicionales de input-output, así la eficacia de una escuela individual se mide por el grado en el cual se desvía del valor previsto después de realizar el ajuste. Con esto se busca aislar los efectos en el desempeño académico de las variables que están bajo el control de la escuela, separándolos de aquellos factores de contexto o inherentes al alumno.

Willms y Raudenbush (1989) sostienen la importancia de incluir además las variables del contexto del estudiante, la escuela y la comunidad, lo que les lleva a plantear posteriormente la siguiente definición.

c. Efecto de la escuela como medida del efecto único de cada escuela del sistema en el desempeño de sus alumnos. Esto concierne a la diferencia de los resultados de una escuela con respecto a un estándar o al promedio de las escuelas, después de haber ajustado sus valores por los antecedentes de los estudiantes. Por lo tanto, cada escuela en el sistema tiene un efecto único e individual. Bajo este marco de referencia Willms y Raudenbush (1989) definen lo que se conoce como efecto tipo A y efecto tipo B.

El efecto Tipo A se refiere al impacto que tiene la escuela en el desempeño del estudiante comparado con la media del sistema educativo. Comprende la variación entre escuelas después de controlar los antecedentes de los estudiantes (Willms y Raudenbush, 1989). Este efecto informa qué tan bien un estudiante promedio se desempeñará en la escuela X comparado con el promedio total del sistema. De acuerdo con Bosker y Witziers (1996) sería de interés para alumnos y padres de familia dado que orienta la elección de la mejor escuela.

Por otra parte, el efecto tipo B se entiende como el impacto en el desempeño del estudiante de la escolarización en un centro determinado, en comparación con otro de similar composición y en un contexto análogo. El efecto tipo B mide el impacto de las prácticas de la escuela en el desempeño de los estudiantes después de controlar sus antecedentes y el contexto de la escuela.

Este efecto permite conocer qué tan bien se desempeñará un estudiante promedio en la escuela X, comparado con el promedio de escuelas de similar composición (contexto) y antecedentes de los estudiantes. Siguiendo a Bosker y Witziers (1996) este efecto resulta de interés para aquellos que quieren identificar y estudiar los factores que hacen mejor a las escuelas, estos autores señalan también la necesidad de estimar los dos efectos escolares para no caer en la “noción absoluta de eficacia”.

2. La medida del grado de variación entre escuelas en el total de la variación de las puntuaciones obtenidas en una prueba de rendimiento

Este es el otro gran grupo de definiciones, las cuales consideran los efectos escolares como la medida del grado de variación “entre escuelas” en el total de la variación de las puntuaciones obtenidas por sus alumnos en una prueba de rendimiento. Por lo que los trabajos que utilizan este enfoque informan acerca del porcentaje de varianza del rendimiento de los alumnos debido a la diferencia entre escuelas. Bosker y Scheerens (1989) señalan que ésta es una vía para expresar los efectos específicos de las características específicas de las escuelas.

Conforme con Murillo (2005a) y Fernández-Aguerre (2003) existen otras dos definiciones sobre efecto escolar cuyo enfoque deja de lado el efecto de variables familiares, culturales y socioeconómicas del estudiante y considera sólo las referidas a la institución escolar, a saber:

3. Efecto absoluto de escuela

El efecto escolar correspondería a las diferencias debidas a la escolarización, es decir, se compara individuos escolarizados con quienes carecen de estas oportunidades. Esta aproximación cuenta con pocos estudios y en general se realizan comparaciones con poblaciones que no tienen acceso a la educación debido a condiciones sociales particulares del país o la región.

Reynolds y cols (2011) señalan que en la década del 2000, se ha presentado un creciente interés por estudiar el efecto absoluto de la escuela haciendo uso de la regresión discontinua. Esta estrategia metodológica permite evaluar el efecto absoluto de la escolaridad con datos transversales (Luyten, 2006; Luyten, Tymms y Jones, 2009), redefine el concepto mismo de efecto escolar, ya que permite conocer el efecto de un

año extra de escolaridad en función de los grupos de edad. El efecto se expresa en una escala con un nivel cero significativo, el cual implica que la diferencia en puntajes de pruebas entre dos grados consecutivos se puede atribuir completamente al hecho de que los alumnos del grado superior tienen un año más de edad y no a la escolaridad en sí misma.

4. Efecto incremental de escuela

El mismo analiza el cambio en el desempeño de los estudiantes debido a la escuela en la que estudian, considerando el tiempo de escolarización. Este tipo de estudios implica diseños longitudinales y hacer comparación de cada institución consigo misma, siendo el uso de curvas de crecimiento la herramienta utilizada para dicho análisis, (Reynolds, y cols., 2011).

Después de haber expuesto las diversas definiciones, presentamos aquella que orienta el actual trabajo:

“el porcentaje de variación en el rendimiento de los alumnos debido a las características procesuales del centro en el que están escolarizados. Y se mediría como un porcentaje de varianza”
(Murillo, 2005a, p. 167).

Usando la estrategia de los Modelos Multinivel, este efecto se reporta con el Coeficiente de Correlación Intraclase (CCI).

1.2. FORMAS DE MEDICIÓN DE EFECTO ESCOLAR

Tan importante como la definición de efecto escolar, lo es la forma como se reporta el mismo. Así, Bosker y Scheerens (1989) han propuesto dos alternativas para expresar el efecto escolar, las cuales guardan coherencia con las definiciones presentadas. Por un lado sugieren emplear la misma escala en la que se expresan los resultados de las pruebas, en unidades de desviación estándar. Y, por otro, expresarlo como el porcentaje de varianza que permita dar cuenta de la relación entre las características sociales y los niveles de puntajes en la variable de resultado, desde esta aproximación los estudios cuantitativos han empleado análisis de regresión y, desde 1986, los modelos multinivel.

Con esto en mente y con el ánimo de comprender los resultados reportados en esta línea de investigación, se sigue la revisión presentada por Marzano (2000) y Murillo (2005a) las cuales permiten conocer los índices empleados para reportar el efecto escolar.

1. Porcentaje de varianza explicado (PV)

Se considera que este índice es un buen indicador de la fuerza de la relación entre la varianza explicada por las variables independientes (VI) o predictoras en relación con las variables dependientes o predichas. Las variables predictoras se consideran como una clase de variables que pueden dar cuenta de la proporción total de la varianza en la variable predicha.

El índice se expresa como:

$$PV = \frac{\% \text{ de varianza explicada por las VI}}{\% \text{ de varianza total en la predicción}} \times 100$$

2. Coeficiente de correlación r y R

Este coeficiente expresa la relación entre las variables independientes y la variable dependiente, se expresa como r cuando se trata de una sola variable independiente y con R cuando se trata de un grupo de variables independientes, en los dos casos el porcentaje de varianza explicada corresponde al cuadrado del coeficiente multiplicado por cien. Hunter y Schmidt (1990) señalan este índice como problemático dado que puede *sobrestimar* la relación entre las variables.

3. El tamaño del efecto binomial

Este índice acorde con la propuesta de Rosenthal y Rubin (1982) considera el coeficiente de correlación *tetracórico* o f_i . Para calcularlo se dicotomiza tanto la variable independiente como la dependiente, por ejemplo escuelas eficaces e ineficaces y éxito/fracaso escolar. La diferencia esperada entre los dos grupos en relación al porcentaje de estudiantes quienes pasan la prueba considerada como normal corresponde a 50%.

4. La diferencia media estandarizada del tamaño del efecto (ESd)

Propuesto por Glass (1976), este índice se expresa como:

$$ESd = \frac{\bar{X}_{GE} - \bar{X}_{GC}}{\sigma^2} X 100$$

Donde:

\bar{X}_{GE} y \bar{X}_{GC} = corresponde a la media del grupo experimental y del grupo control respectivamente.

σ^2 = desviación estándar de la población

El valor obtenido indica el número de unidades de desviación estándar en que la media del grupo experimental es mayor respecto a la media del grupo control.

5. Coeficiente de Correlación Intraclass (CCI)

El Coeficiente de correlación intraclass señala la proporción de varianza que puede ser explicada acorde con la estructura de agrupación (Hox, 2002). Permite estimar los efectos escolares brutos, que no incluyen ninguna variable de ajuste, como es el caso del modelo nulo y también los efectos escolares netos, que corresponden a los efectos del centro escolar una vez ajustado el modelo por las variables de contexto y entrada del estudiante y de contexto de la escuela. Considerando dos niveles, este índice se expresa como (Hox, 2002):

$$CCI = \frac{\sigma_{\mu 0}^2}{\sigma_{\mu 0}^2 + \sigma_{e 0}^2}$$

Donde:

CCI = Coeficiente de correlación intraclass

$\sigma_{\mu 0}^2$ = Varianza de la escuela o del nivel superior (varianza entre los grupos)

$\sigma_{e 0}^2$ = Varianza del estudiante o del primer nivel (varianza dentro de grupo)

1.3. CONSIDERACIONES GENERALES SOBRE LAS MEDIDAS DE EFECTO ESCOLAR

Expresar con un índice el efecto escolar es un avance importante, pues se logra precisión y se facilita la comparación entre los resultados de las investigaciones, a la vez que conforma una herramienta útil para realizar estudios de meta-análisis que permitan avanzar hacia resultados más concluyentes del efecto de la escuela. De los índices presentados, el Coeficiente de Correlación Intraclass es el que se usa actualmente.

Adicionalmente, se ha discutido sobre la importancia de contar con un criterio que permita dar una “*calificación*” o un “*juicio*” a este resultado; para ello se ha propuesto fijar un valor convencional, como lo ejemplifica Bosker y Scheerens (1989) quienes consideran que los efectos escolares son significativos cuando el 15% de la varianza a nivel individual de la variable de resultado es explicada por los factores escolares, después de que características relevantes del contexto han sido controladas; agregan que un *valor pequeño* del efecto escolar puede ser relevante si se considera el número de estudiantes que se benefician. Este es un aspecto que no cuenta con una solución definitiva y que por ende seguirá siendo objeto de discusión.

Otro aspecto importante sobre la estimación del efecto escolar corresponde al criterio para determinar la *calidad* del modelo construido, es decir el índice de ajuste. Este indicador informa sobre la calidad estadística del modelo y reporta utilidad para hacer comparaciones entre modelos. Se han propuesto distintos indicadores, siendo el índice G^2 el más usado en modelos multinivel, al respecto McCoach (2010) señala la importancia de reportar el ajuste de los modelos multinivel usando otros índices como el AIC o BIC e incluir además alguna medida de tamaño del efecto.

Este último punto ha sido objeto de discusión y es un tópico que va más allá de las consideraciones metodológicas, dado que tiene implicaciones de tipo socio-educativo y político, sólo es importante señalar que McCoach (2010) anota que debería ser informado en los estudios multinivel.

1.4. PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR

El estudio de las propiedades científicas del efecto escolar es una línea de investigación que se ha venido desarrollando en conjunto con la estimación de la magnitud del mismo. Las investigaciones recientes han venido aportando a la estimación de la eficacia diferencial y la continuidad en el tiempo, los estudios que hacen uso de la regresión discontinua y de las curvas de crecimiento son herramientas que se han empleado en este sentido. Las cuatro propiedades estudiadas corresponden a consistencia, estabilidad, eficacia diferencial y continuidad en el tiempo.

1.4.1. Consistencia

Las diferencias entre las variables de resultados dan cuenta de la consistencia (Murillo, 2005a), lo que permite apreciar la congruencia de los efectos escolares entre las distintas áreas curriculares y entre las medidas de rendimiento cognitivo y socio-afectivo.

Reynolds (1992) señala que la consistencia en las escuelas sobre un considerable periodo de tiempo no es posible, y que el desempeño de la institución puede variar muy rápido cada dos o tres años. Este comportamiento poco consistente se reflejará entre las distintas medidas de resultados. Con esta apreciación se encuentra que esta propiedad está conexas a la propiedad denominada estabilidad.

Autores como Scheerens y Bosker (1997) y Reynolds y cols. (2011), definen la consistencia de forma operacional, es decir a partir de las operaciones que se realizan para dar cuenta de la misma, en este caso como la correlación entre los residuales de los modelos multinivel obtenidos a partir de las distintas variables de producto, de esta manera se realiza la comparación entre las medidas tomadas en un mismo punto en el tiempo (Thomas, Sammons, Mortimore y Smees, 1997).

1.4.2. Estabilidad

La estabilidad se refiere a la permanencia de los efectos escolares en el tiempo (Murillo, 2005a; Reynolds y cols, 2011). Esta propiedad permite obtener información sobre la estabilidad de dos elementos importantes: las características de la institución y los profesores. En el primer caso, si la institución permanece estable en el tiempo, la

correlación entre los resultados debe ser 1; pero si asume un valor menor puede significar cambios en la institución en respuesta a reformas propias o gubernamentales. En el segundo caso, sí se encuentran cambios entre los grados o también entre las asignaturas, estos efectos se atribuirían primordialmente al profesor.

En la definición de esta propiedad, al igual que en la consistencia, se hace alusión a una definición operacional, acorde con la cual la estabilidad corresponde a la correlación entre los residuales obtenidos a partir de una o más medidas de producto en dos momentos en el tiempo (Bosker y Scheerens, 1997). Lo cual exige la realización de estudios con diseños longitudinales o transversales con medidas repetidas.

Al hablar de estabilidad, autores como Kyriakides y Creemers (2008) plantean la necesidad de estudiar las implicaciones teóricas del estudio de esta propiedad, que permiten identificar las fuentes de la estabilidad, si los cambios son planeados o se suceden naturalmente y si se debe a las características de profesores, directivos e institución o a las políticas institucionales implementadas; a partir de estas consideraciones los autores plantean que el estudio de la efectividad de los colegios se debe considerar como un proceso dinámico, en virtud de que los distintos cambios que se dan en el tiempo se deben a la interacción entre los factores de contexto del estudiante con los factores propios de la institución escolar.

Dado lo anterior, Kyriakides y Creemers (2010) aportan a la conceptualización de esta propiedad a partir del planteamiento de los modelos dinámicos, teniendo en cuenta que en este tipo de modelos se considera que las escuelas son capaces de identificar sus debilidades y realizar acciones de mejoramiento que les conduce a incrementar su efectividad y en ese sentido mantener la estabilidad del efecto escolar. Es importante anotar que estos modelos son integradores, dado que incluyen factores de estudiante, aula, escuela y sistema y su interacción.

Estos autores, consideran que los hallazgos con este modelo contribuyen al estudio de la eficacia escolar sobre un largo periodo y permite apreciar la proporción de escuelas cuyos patrones de mejoramiento tienen cambios significativos (Kyriakides y Creemers, 2010) con lo que pueden ser una opción a considerar a la hora de estudiar el impacto de la institución escolar en la formación de los estudiantes y con ello el efecto de la escuela.

1.4.3. Eficacia diferencial

La eficacia diferencial busca conocer si la institución educativa es igualmente eficaz para todos los grupos de estudiantes (Bosker y Scheerens, 1997; Murillo, 2005a). Con esta propiedad se determina el porcentaje de varianza explicado en consideración a las características propias de los estudiantes, tales como las condiciones socioeconómicas, la etnia o el género, tratando de esta manera lo referido a la equidad. En el estudio de esta propiedad ha cobrado importancia el incluir la variable referida al desempeño académico previo, en atención a que varios estudios lo señalan como principal criterio diferenciador en la escuela.

Al hablar de eficacia diferencial en la escuela se espera conocer el logro académico diferencial (Thomas y Sammons, 1997); es decir, si los resultados académicos son diferentes en función del grupo de alumnos. El estudio de esta propiedad a partir de la década del 2000, refleja los movimientos geográficos propios de una sociedad globalizada, de tal manera que resulta de particular interés, si se espera dar cuenta de la forma como la escuela está enfrentando la multiculturalidad y la diferencia.

De otra parte, se puede afirmar que en eficacia diferencial se han incluido también los estudios que indagan por las características de los centros educativos. Así, han sido de particular interés las variables que señalan los efectos escolares en función del tipo de escuela -pública vs privada- (Bryk y Raudenbush, 1992; Dronkers y Avram, 2010; López, 2011); la filiación religiosa -laico vs religioso- (Raudenbush y Bryk, 1986), y la ubicación -rural vs urbano- (Reeves y Bylund, 2005; Young, 1998).

1.4.4. Continuidad en el tiempo

La continuidad en el tiempo se refiere a la estimación del efecto escolar años después de que el estudiante ha pertenecido a la institución educativa (Murillo, 2005a). Si se considera todo el ciclo educativo, se esperaría conocer si el efecto entre un ciclo educativo y otro perdura, es decir, si el impacto del proceso educativo permanece de primaria a secundaria y de ésta a la universidad. En relación con esta propiedad es importante el estudio realizado por Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis y Ecob (1988) en el cual se reporta que los efectos de la eficacia de la institución en el rendimiento de los estudiantes persiste.

La definición implica el estudio a través del tiempo, con lo que comparte similitud con la propiedad denominada estabilidad, sin embargo a diferencia de ésta, que puede comparar un mismo ciclo e incluso grado escolar a lo largo de un tiempo, en la continuidad se hace comparación entre distintos ciclos escolares o un punto en el tiempo después de finalizado el proceso de escolarización.

Esta propiedad cuenta con el menor número de estudios en atención a que resulta poco práctica, debido a las estrategias que deben seguirse para evaluar la calidad de la información, el tiempo requerido para recolectarla o sistematizarla, y en general porque implica mayores recursos técnicos, humanos y académicos para poder realizarlos adecuadamente.

1.5. EL ESTUDIO DE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS

Para el estudio de las propiedades científicas de los efectos escolares, los investigadores han empleado una variedad de herramientas estadísticas, que van desde la correlación, hasta el uso de modelos series de tiempo, discontinuidad en la regresión, curvas de crecimiento o el análisis de supervivencia; las cuales han sido aplicados en disciplinas como la economía o la medicina y que, en algunos casos se han empleado en conjunto con los modelos multinivel. Se considera que cada una de estas herramientas puede ser más útil para estudiar una u otra propiedad. A continuación se presenta la propiedad y la estrategia empleada para su estudio.

1.5.1. Consistencia

La consistencia se ha estudiado a través de la correlación entre las variables de criterio o ajuste seleccionadas, así se estima la asociación por asignatura o entre las medidas cognitivas y las socioafectivas, en todos los casos implica trabajar con los residuales del modelo ajustado por las variables de ajuste (Murillo y Hernández-Castilla, 2011).

Acorde con Scheerens y Bosker (1997) y con Kyriakides y Creemerss (2008), estimar la consistencia implica establecer correlaciones entre distintas variables de criterio y es un aspecto relacionado con la unidimensionalidad (Kyriakides y Creemers, 2008) o multidimensionalidad del concepto mismo de efecto escolar, ya que al parecer

depende de las medidas de producto consideradas (Murillo y Hernández-Castilla, 2011), los ciclos escolares y las cohortes.

1.5.2. Estabilidad

La estabilidad se ha estudiado mediante la correlación entre variables que reflejan dos puntos en el tiempo. Bosker y Scheerens (1989) señalan que la estabilidad se ha estudiado haciendo uso del concepto de fiabilidad test-retest, de acuerdo con el cual se reporta la correlación entre dos medidas independientes con el mismo instrumento, de un rasgo latente.

Por otra parte, teniendo en cuenta que resulta difícil distinguir la inestabilidad debida a verdaderos cambios, a errores de muestreo o medición, se considera que la mejor estrategia para conocer esta propiedad es el uso de diseños longitudinales. En este diseño se tienen medidas repetidas de las escuelas y de los estudiantes de tal manera que cada escuela se convierte en su propio control. Posteriormente se compara la magnitud de las diferencias entre el efecto de la escuela en un punto determinado y el efecto específico en cada punto en el tiempo (Willms y Raudenbush, 1989).

Debido a lo presentado, resulta apropiado hacer uso de modelos multinivel longitudinales o modelos multinivel con medidas repetidas; aunque en los estudios realizados a partir de la década de 2000, los investigadores han empleado las series de tiempo y las curvas de crecimiento como herramientas de análisis. Su utilidad fundamental da cuenta de la estabilidad del aprendizaje y del efecto incremental de la escuela.

En las curvas de crecimiento se comparan dos puntos en el tiempo, con lo que se permite explorar los cambios a lo largo de varios años y varios grados (Palardy, 2008; Guldemon y Bosker, 2009); esta herramienta se ha concretado en una aproximación denominada estacionalidad de aprendizaje, en la cual se comparan las tasas de aprendizaje durante el tiempo escolar y durante las vacaciones (Downey, Von Hippel y Hughes, 2008; Scheerens, Luyten, Steen y LuytenDe-Thouars, 2005). Aunque estas dos aproximaciones darían cuenta de la estabilidad del efecto escolar, autores como Reynolds y cols. (2011) las han considerado también como estrategias para conocer el efecto absoluto de la escuela.

A partir del planteamiento de Kyriakides y Creemers (2010), esta propiedad se ha estudiado con análisis discriminante, buscando determinar a partir de los factores definidos, el perfil de las escuelas que mejoran o no su efectividad. Al igual que lo mencionado previamente, los autores enfatizan en la necesidad de hacer uso de diseños longitudinales.

Respecto al estudio de la consistencia y la estabilidad, tanto Scheerens y Bosker (1997) como Kyriakides (2004) señalan que son dos tópicos fundamentales en efectividad escolar y que ambas se pueden medir con la correlación. Adicionalmente Scheerens y Bosker (1997) y Murillo (2005) sugieren que se adelante la investigación sobre estas dos propiedades científicas de manera independiente para educación primaria, secundaria y terciaria, y que se estudie:

- La estabilidad en el tiempo considerando los años, grados y las diferentes características de contexto y,
- La consistencia sobre el criterio, considerando distintas áreas y medidas cognitivas y socioafectivas.

1.5.3. Eficacia diferencial

La propiedad de eficacia diferencial se estima a partir de modelos multinivel. Implica la comparación de las diferentes pendientes de las líneas de regresión obtenidas a partir de la variable de resultado y las variables correspondientes a las características socio-demográficas de los estudiantes, por ejemplo género, etnia o clase social (Murillo, 2007a). Investigadores como Thomas y Sammons (1997) estiman las correlaciones entre los residuales de los modelos ajustados por la variable de interés; por ejemplo, estiman un modelo para cada etnia y luego correlacionan los residuales, las comparaciones se realizan por área.

Al igual que en estabilidad se han empleado otras herramientas como método de igualación de la puntuación de propensión (Dronkers y Avram, 2010) y en algunos casos con el modelo lineal general. Sin desconocer que los primeros informes en relación con este tópico provenían de estudios realizados con análisis de varianza, tal y como lo reporta Rutter, Maughan, Mortimore, Ouston y Smith (1979).

1.5.4. Continuidad en el tiempo

Al igual que el estudio de las demás propiedades del efecto escolar, para el estudio de la continuidad en el tiempo han empleado regresión lineal múltiple y modelos multinivel, considerando las variables de contexto de los estudiantes, además de la movilidad y el tipo de vecindario (Levine y Painter, 2008). Por otra parte se ha sugerido el análisis de supervivencia de los alumnos años después de haber abandonado la escuela, como también el uso de regresión logística multinivel (Pustjens, Van de Gaer, Van Damme, y Onghena, 2004) y el análisis de series de tiempo (Gray, Goldstein y Thomas, 2003).

Como en la propiedad denominada estabilidad, el diseño adecuado es el longitudinal o el transversal con medidas repetidas que se analizan con modelos multinivel de medidas repetidas.

1.6. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS PARA REALIZAR ESTUDIOS SOBRE EFECTO ESCOLAR

El estudio del efecto escolar y sus propiedades científicas como línea de investigación de eficacia escolar considera aspectos metodológicos como el diseño del estudio, el muestreo, los instrumentos, y las técnicas de análisis, los cuales se presentan a continuación.

1.6.1. Diseño del estudio

Se refiere a la estrategia para realizar la investigación e implica el momento para recolectar los datos y el control estadístico de las variables.

1.6.1.1. Tipo de estudio

Existen dos tipos de estudio que se han considerado, el primero transversal, empleado en la mayoría de las investigaciones, dada la facilidad de acceso a la información; y el segundo longitudinal, que implica un seguimiento en el tiempo y se considera como una aproximación necesaria para estudiar las propiedades científicas del efecto escolar (Goldstein, 1997; Hill y Rowe, 1996; Raudenbush, 1989; Stoll, 1996). Se

considera que este segundo tipo de estudio arroja información cuantitativa superior a los efectos cuantificados con estudios transversales (Carvallo, 2006).

Autores como Halpern-Manners, Warren y Brand (2009) señalan que los estudios transversales pueden simplificar la complejidad del proceso educativo, más cuando se considera que se trata de un proceso en el cual la duración y el ritmo son importantes y que se pueden apreciar mejor con el paso del tiempo; estos autores sugieren el uso de estudios longitudinales e ilustran sus posibilidades de estudio a través de elaboración de trayectorias por grupo.

Las dos estrategias siguen estando vigentes, su uso depende de las consideraciones prácticas y técnicas de cada investigación.

1.6.1.2. Controles estadísticos referidos a las variables independientes o de ajuste y las dependientes o de resultado.

En relación a las medidas de ajuste/entrada, Bosker, Kremers y Lugthart (1990) y Bryk y Raudenbush (1992) señalan que medidas no fiables o no medir los aspectos relevantes del contexto pueden llevar a la atenuación de los coeficientes de regresión, sobre-especificación y con ello a sesgos en las estimaciones. Sin embargo, poco se ha mencionado en relación con los instrumentos empleados para dar cuenta de estas variables, ni sobre el efecto de distintas metodologías para transformarlas e incluirlas en el modelo.

Sobre las variables de ajuste se señala la importancia de tener en cuenta las de naturaleza socioeconómica y sociocultural, además de aquellas que caracterizan a los estudiantes, tales como raza y sexo. Adicionalmente, se ha considerado necesario incluir variables que den cuenta del logro previo, con el fin de tener mayor precisión a la hora de estimar la magnitud del efecto escolar (Hill y Rowe, 1996) y porque se afirma que al incluirlas realmente se puede apreciar el *valor añadido de la escuela*.

Siguiendo a Martínez-Arias (2009) desde la perspectiva de los estudios de valor añadido, existe consenso en cuanto a la conveniencia de incluir las variables de rendimiento previo, aunque no así en las demás variables de ajuste, las cuales generalmente dan cuenta de la información referida a las variables de contexto del estudiante y de la institución, así como a nivel socioeconómico y cultural.

Las variables socioeconómicas apuntan a dar cuenta de la disponibilidad de recursos económicos. Se reflejan en la clasificación socioeconómica que las regiones o países hacen de sus ciudadanos, ya sea en función de la ayuda que reciben de los entes gubernamentales, de las características de la vivienda y el vecindario y de la ocupación de los padres o jefes de hogar (Hill y Rowe, 1996; Murillo, 2007a). Consideraciones sobre la importancia de incluir estas variables se aprecian desde inicios de la década de los noventa, según se infiere del estudio de Teddlie (1991).

Por otra parte, las características socioculturales dan cuenta de las condiciones de acceso a la cultura por parte de la familia y generalmente se han considerado como indicadores, los niveles de escolarización del grupo familiar, en particular del padre y la madre (Murillo, 2007a), en otros casos se incluye también información referida a la participación en eventos culturales y las posibilidades de acceso a la lectura o el computador.

Sobre el tema Bosker, Kremers y Lugthart (1990) señalan que las diferencias en las variables de ajuste empleadas llevan a diferencias en las estimaciones en la proporción de varianza a nivel de escuela, clase y estudiante; hecho que se ilustra con el estudio realizado por Thomas (2001), en el cual se comparan los modelos con distintas variables de ajuste.

1.6.2. Muestreo

El estudio del efecto escolar se ha realizado con pequeñas y grandes muestras. En el primer caso se ha obtenido información relevante, sin embargo, es metodológicamente inadecuado, dado que no permite contar con suficiente variabilidad, ni posibilidad de generalización. En el segundo caso, en muestreos grandes, la selección conlleva decisiones difíciles (Stringfield, 1994) dado que se requiere “*representatividad*” ecológica (Murillo, 2005a) y estadística. En este último caso, implica cumplir con los requerimientos estadísticos que garanticen la calidad de las conclusiones que se reportan, además de garantizar la viabilidad económica para su realización.

Los estudios para estimar el efecto escolar realizados con grandes muestras corresponden a la explotación secundaria de datos, lo que significa que estos no son obtenidos en el marco del diseño de un estudio de eficacia escolar, sino que en su gran mayoría responde al interés por monitorear el funcionamiento del sistema educativo o

de obtener una certificación dentro del mismo, con lo que se corre el riesgo de: a) Perder un porcentaje superior al 20% de la información de los estudiantes y las escuelas por la no respuesta, y b) Dejar de lado variables de importancia, por ejemplo variables de resultado no cognitivas. Las consecuencias implican perder posibilidades de generalización y sesgo en las conclusiones alcanzadas en las investigaciones.

Las aportaciones más recientes señalan que las investigaciones con grandes muestras resultan de mayor utilidad para el estudio de los efectos escolares, en la mayoría de ellas la explotación secundaria de datos es la única opción práctica para poder realizarlos.

1.6.3. Instrumentos para medir las variables de producto

En relación con los instrumentos se encuentran las consideraciones sobre fiabilidad y validez de los mismos. Los principales cuestionamientos están referidos a cuál es la medida de resultado más adecuada para dar cuenta de la efectividad de la escuela, sin que se distorsione el currículo (Gray, 1981), permitiendo además apreciar el aprendizaje específico que se recibe en la escuela (Darling-Hammond, 1994; Lacey y Lawton, 1981; Martínez-Arias, 2009; Stringfield, 1994; Taylor, 1994), teniendo con ello la posibilidad de reportar una mayor magnitud del efecto escolar (Bosker y Scheerens, 1989; Madaus, Kellaghan, Rakow y King, 1979).

Por esta vía, los dos tópicos discutidos han sido:

1. Las pruebas específicas del currículo o de habilidades académicas generales como aptitud verbal o numérica (Bosker y Schereens, 1989),
2. Las variables que deben ser medidas: variables de producto cognitivas y afectivas, siendo las segundas las de más difícil medición y las que menos efecto escolar han reportado (Murillo, 2007a; Murillo y Hernandez-Castilla, 2011).

Así se ha considerado primordialmente como variables de resultado las referidas a lo cognitivo, ya sea de áreas curriculares como lenguaje y matemáticas o de habilidades cognitivas generales tales como aptitud verbal o matemática. Sólo en pocos casos se han considerado las variables afectivas, y cuando se ha hecho, se han incluido las actitudes, el comportamiento escolar y la autoestima. De manera complementaria, Reynolds y cols. (2011) sugieren que debería incluirse también información sobre los estudiantes

exitosos (Konu, Lintonen y Autio, 2002; Van Landeghem, Van Damme, Opdenakker, De Fraine y Onghena, 2002) y la orientación al logro (Van de Gaer, De Fraine, Van Damme, De Munter y Onghena, 2009; Van der Werf, Opdenakker y Kuyper, 2008).

Hill y Rowe (1996) señalan que los estudios de eficacia escolar han prestado poca atención a las medidas de resultados y que la gran mayoría ha usado las pruebas estandarizadas con referencia a norma. Estos autores sugieren el uso de pruebas específicas que den cuenta de un amplio rango de resultados escolares y, en concordancia con Murillo y Hernández-Castilla (2011), continuar considerando la inclusión de variables de resultado de naturaleza socioafectiva. Al respecto, los estudios Iberoamericanos realizados en la década del 2000 ilustran la adopción de estas sugerencias.

1.6.4. Técnicas de análisis

Las principales herramientas estadísticas que han sido usadas para determinar el efecto escolar corresponden a regresión lineal, análisis de covarianza, ecuaciones estructurales, correlación canónica (Murillo, 2005a) y, por supuesto, modelos multinivel.

Los estudios realizados con modelos de regresión lineal contaban con información agregada por escuela o institución lo que constituía un problema porque subestimaba el error típico; mientras que los estudios con datos individuales corrían el riesgo de cometer la falacia ecológica, que consiste en asignar las características del grupo a cada individuo (Gaviria y Castro, 2005). Adicionalmente, en la regresión se presentaba multicolinealidad (Witte y Walsh, 1990). Por lo que, a partir del año 1986 en el que Aitking y Logford (1986) y Willms y Raudenbush (1989) publicaron sus artículos, se considera que la mejor técnica es el modelo multinivel, en atención a que las variables de un nivel influyen las relaciones en el otro nivel y se corrigen los problemas generados por esta relación.

Dentro del análisis multinivel, autores como Hill y Rowe (1996) dan inicio a la discusión sobre la importancia de incluir la clase (o aula) y no solo la escuela como nivel de análisis, agregando que los efectos de la escuela en contraste con los efectos de la clase son a largo plazo, acumulativos, afectan a todos los estudiantes y presentan un mayor valor (Creemers, 1994; Kyriakides, Campbell y Gagatsis, 2000), lo que sugiere

que los efectos se sobreestiman (Bosker y Scheerens, 1997). Este tópico es tratado por Cervini (2010) y se aprecia con claridad en los resultados de la investigación realizada por Murillo (2007a).

Los estudios recientes usando regresión discontinua (Halpern-Manners, Warren y Brand, 2009; Luyten, 2004, 2006; Luyten, Tymms y Jones, 2009; Scheerens, Luyten, Steen y Luyten-de Thouars, 2005) o estacionalidad del aprendizaje (Downey, Von Hippel y Hughes, 2008) se han considerado alternativas adecuadas para estudiar el efecto absoluto de la escolaridad, superando las dificultades referidas a los estudios longitudinales, en consideración a que reportan un mayor índice de efecto escolar (Scheerens, Luyten, Steen y Luyten-de Thouars, 2005) y no requieren contar con la información del contexto de los estudiantes.

1.7. APORTES DEL ESTUDIO DEL EFECTO ESCOLAR

Los estudios sobre efecto escolar han realizado aportaciones en diferentes niveles, en primer lugar se mencionan las implicaciones referidas a la naturaleza misma de los estudios, en segundo lugar las implicaciones micro, es decir en la escuela y en el aula y finalmente las implicaciones macro, aquellas relacionadas con las políticas educativas y los procesos de rendición de cuentas.

En la concepción misma de las investigaciones ha llamado la atención la metodología para su estudio. Se han planteado consideraciones sobre el objetivo mismo de las investigaciones y se ha recomendado que si ello fuera posible, se plantee un estudio con el objetivo de conocer las propiedades científicas del efecto escolar, incluyendo la magnitud; observación que en pocas ocasiones es posible cumplir dado que para optimizar recursos se aprovechan los datos provenientes de los estudios nacionales o internacionales realizados con fines monitoreo, seguimiento o comparación de la educación. En relación con lo anterior se encuentran las consideraciones sobre la muestra, el diseño y las variables de ajuste y de producto deseables de incluir en estos estudios y como todo ello tiene un efecto en las estimaciones realizadas.

El llamado desde lo metodológico ha llevado a que las investigaciones informen de manera detallada sobre cada una de las fases seguidas, como también de la forma de realizar las mediciones de tal manera que se garantice fiabilidad, validez, objetividad y

sentido de las mismas. En relación al modelo de análisis ha sido imperativo el uso de modelos multinivel y se ha insistido sobre la necesidad de incorporar más de dos niveles, siendo deseable que uno de ellos corresponda al aula (Cervini, 2010; Hill y Rowe, 1996; Murillo, 2007a).

A nivel de escuela y aula, la información proveniente de la estimación del efecto escolar ha permitido cambiar la idea errónea de que las escuelas no pueden contribuir al logro de la equidad educativa (Reynolds y cols, 2011). Se ha resaltado que estos resultados tienen importantes implicaciones para la escuela, en atención a que los estudios de valor añadido permiten dar cuenta del progreso relativo de las instituciones (Kyriakides, 2004), a la vez que proveen información útil y válida para orientar las instituciones en sus procesos de autoevaluación.

Por otro lado también se ha llamado la atención sobre la importancia de analizar el efecto del aula en los desempeños académicos y con ello tener evidencia sobre la eficacia escolar y las variables que le son propias, como el clima de aula (Cervini, 2010; Hill y Rowe, 1996; Madaus, Kellaghan, Rakow y King, 1979; Murillo, 2007a), planteando la necesidad de empezar a incluir este nivel de análisis, lo que implica a la hora de recoger la información agregar aquella que permita identificar el aula de la cual hace parte el estudiante.

Los resultados en el aula y la escuela, no sólo se circunscriben a la revisión en los niveles de análisis sino que invitan a considerar en general los procesos escolares que se adelantan en la institución, como también a los gestores de dichos procesos como son los profesores y directivos. Los resultados del efecto escolar han permitido plantear hipótesis sobre la efectividad de la enseñanza, en tanto plantea formas para reconocer cuál factor está más relacionada con los resultados, si la materia, el aula o el profesor (Bosker y Scheerens, 1989).

Y si bien en algunos países se ha logrado la articulación entre los resultados de la investigación sobre eficacia escolar y la política educativa (Creemers, 2002), aún queda un largo camino por recorrer. A partir de los resultados sobre efecto escolar se ha brindado herramientas objetivas que permiten valorar el efecto de las propuestas educativas puestas en marcha, ya sea como producto de los procesos de evaluación y mejora institucional o como parte de la política educativa implementada (Kyriakides,

2004). Se ha reconocido su papel en los procesos de rendición de cuentas y mejora escolar (Martínez-Arias, 2009).

También se ha realizado un llamado a los encargados de las evaluaciones nacionales para que efectúen los ajustes a las mediciones del desempeño de los alumnos en función de las variables de entrada y contexto de estudiantes y escuela, para que, acorde con lo señalado por Murillo (2010, p. 5), "*aporten informaciones realmente útiles*", se insiste en que sólo de esta manera se pueden lograr comparaciones más equitativas que redunden en la mejora de la calidad de las escuelas (Gamboa, Casas y Píneros, 2003).

De manera complementaria, el estudio de las propiedades científicas del efecto escolar invita a reflexionar sobre tópicos de importancia educativa y que guardan relación con la estructura política y concepciones sobre derechos propias de cada país, como son la inclusión educativa, la equidad y calidad de la educación y como desde la escuela se puede contribuir al logro de la equidad social y lograr el pleno desarrollo de todos los ciudadanos de un país.

Capítulo 2.

INVESTIGACIÓN INTERNACIONAL SOBRE EFECTOS ESCOLARES

Este capítulo refiere los estudios realizados para estimar la magnitud del efecto escolar en Estados Unidos, Inglaterra, Países Bajos, Australia y España. La información se organiza de forma cronológica por país y por autores. Se han incluido también estudios que no usaron el análisis estadístico con modelos multinivel, pero que sin embargo hicieron importantes aportaciones teóricas o metodológicas. A manera de presentación general y como un breve resumen inicial, se presentan los estudios de meta-análisis realizados. Posteriormente se muestra la información para cada país, en los estudios se reporta la información concerniente a la autoría, el objetivo del estudio, la muestra, las variables utilizadas, los resultados y las conclusiones.

2.1. REVISIONES GENERALES DEL EFECTO ESCOLAR: META-ANÁLISIS

La revisión sobre la magnitud de los efectos escolares parte de los resultados generales reportados por los estudios de meta-análisis, en los cuales se concretan los hallazgos en relación con la magnitud del mismo.

Estos estudios han sido realizados por investigadores como Bosker, Scheerens y Creemers. Los estudios realizados con información proveniente de Holanda señalan en un primer estudio, que el 12% de la varianza total en el logro de un estudiante es debido a factores de la escuela (Bosker y Scheerens, 1989). Este meta-análisis fue realizado con un total de 12 estudios, aunque sólo con seis de ellos se computó la varianza entre las escuelas. El segundo meta-análisis fue realizado a partir de 42 estudios, y concluye que el 9,5% de la varianza individual de los estudiantes a nivel de primaria se debe a las variaciones entre las escuelas, mientras que en secundaria este valor es de 13,5%. (Scheerens y Creemers, 1995).

Posteriormente se realizó un estudio que incluyó en su gran mayoría investigaciones provenientes de Países Bajos, fue realizado por Bosker y Witziers (1996). Para este meta-análisis se revisaron un total de 103 estudios que hicieron uso de modelos multinivel. Ellos reportan que el 8% de la varianza en el logro de los estudiantes se debe a los factores escolares ajustado por el contexto de los estudiantes. Las conclusiones sobre la magnitud del efecto escolar señalan que en Estados Unidos la varianza explicada luego de hacer los ajustes por el contexto de los estudiantes es del 10%, mientras que para otros países industrializados y los países emergentes es del 30%.

Finalmente se encuentra el completo estudio de meta-análisis realizado por Scheerens y Bosker (1997). Estos autores realizaron un meta-análisis con 168 estudios realizados con modelos multinivel (excepto el estudio de Fitz-Gibbon de 1991), que cubrían los niveles de primaria (53%) y secundaria (47%); las materias de lenguaje, matemáticas, ciencia y un puntaje compuesto. La distribución geográfica de los estudios correspondió a: Países Bajos (33%), Reino Unido (21%), Europa (13%), Norte América (15%), otros países industrializados (11%) y países emergentes (3,6%).

Los resultados señalan que el promedio del tamaño del efecto escolar bruto es de 0,4780, mientras que para el efecto neto es de 0,3430. En total se explica el 29,31% y el 11,69% de la variación en el tamaño del efecto estimado para el efecto bruto y neto respectivamente, en función de las variables de predicción incluidas en el modelo: nivel, área y país. Se reporta que el efecto escolar es mayor para secundaria, sin diferencias significativas respecto a primaria cuando se usa un puntaje compuesto y con diferencias significativas para los países emergentes en relación con los demás países.

Algunos elementos interesantes que apuntan los autores son: a) Es necesario hacer ajustes por las covariables importantes; b) por regla general, el tamaño del efecto está subestimado en los estudios; y c) se debe trabajar en la validez curricular de las pruebas de logro empleadas como medida de producto.

Los resultados sobre magnitud del efecto escolar se confirman en la mayoría de estudios realizados con esta finalidad, como se podrá apreciar a continuación con la presentación de los principales estudios realizados en países como Estados Unidos y Reino Unido; la presentación se realiza de forma cronológica, de manera que se puedan considerar los avances o las limitaciones que se van presentando con el transcurrir del tiempo.

2.2. ESTADOS UNIDOS

A continuación nombraremos algunos de los estudios que se han realizado en los Estados Unidos. Se encuentra variedad en relación con la población incluida, ya que en algunos de estos estudios se han considerado estudiantes de primaria, secundaria y en algunos, los dos ciclos a la vez. Igualmente estos estudios permiten dar cuenta de diferentes elementos metodológicos que han fortalecido el área de investigación en efecto escolar a través del tiempo. Por su aporte metodológico se destacan los estudios de Klitgaard y Hall (1974) quienes incluyeron en rendimiento previo como variable de ajuste, el de Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker (1979) quienes emplearon cuestionarios dirigidos a director, profesor y estudiantes, y el de Mandeville y Kennedy (1991) por el empleo de modelos multinivel. Para empezar, se presenta el estudio de Coleman y cols. (1966) seguido en orden cronológico por los estudios realizados con posterioridad en este país.

2.2.1. Coleman (1966)

Hay acuerdo en considerar el llamado Informe Coleman (Coleman y cols., 1966) como la primera investigación en la historia sobre eficacia escolar, como referente para todos los trabajos posteriores en esta línea de investigación. Se realizó con el objetivo de evaluar la inequidad en las oportunidades educativas en relación a la raza en las escuelas de Norte América. El estudio se realizó por encargo del Departamento de Salud, Educación y Bienestar de Estados Unidos. En total incluyó 645.000 estudiantes de 4.000 escuelas de primaria y secundaria de los grados 1°, 3°, 6°, 9° y 12°, y también una muestra de 60.000 profesores.

Las variables de producto correspondieron a los puntajes en las pruebas de habilidad verbal, asociación no verbal, comprensión lectora y matemáticas; como variables predictivas se consideraron la situación socioeconómica y cultural de los estudiantes que incluyó el nivel de formación de los padres, y la agrupación en seis grupos étnicos: Blancos, Negros, Mexicanos Americanos, Orientales Americanos, Indoamericanos y Puertorriqueños.

Haciendo uso del análisis de regresión, encuentran que el 4,95% del rendimiento de los alumnos blancos en matemáticas y el 8,73% en los alumnos negros de 14 años se deben a factores escolares, atribuyendo la diferencia al grupo étnico.

En el estudio se concluye que la variación es mayor dentro que entre las escuelas. Tales variaciones se deben a las diferencias en el contexto familiar de los estudiantes, con lo que los padres de un nivel socioeconómico bajo requieren más esfuerzo, más disciplina y más motivación para alcanzar el mismo nivel de logro que alcanzan los padres de nivel socioeconómico medio y alto. Dado que los niños de familias de menor nivel socioeconómico se ven más afectados por la calidad diferencial de las escuelas, un buen profesor puede hacer la diferencia.

Teniendo en cuenta la interacción entre las características del estudiante y las oportunidades que le ofrece la escuela, el autor concluye que las escuelas no tienen el poder para reducir la inequidad o no han aprendido cómo hacerlo y que una forma de lograrla es trabajando en la integración social, con lo que la principal conclusión del estudio es que “*la escuela tiene poca influencia en los logros de los niños*” (Coleman y cols., 1966, p. 325).

2.2.2. Jencks y cols. (1972)

En este estudio, Jencks y cols. (1972) reanalizaron los datos del Informe Coleman llegando a las mismas conclusiones: las características del contexto de los estudiantes determina en mayor medida el éxito en la escuela y sus resultados en el futuro. En comparación con los datos de Coleman, el nuevo estudio presenta un importante avance metodológico teniendo en cuenta que evalúa el tamaño del efecto más que el porcentaje de varianza.

Asimismo reporta que el tamaño de efecto controlado por las variables de entrada y el logro previo no es mayor al 17% para los estudiantes blancos y 20% para estudiantes negros en matemáticas, por lo que el logro académico depende más del contexto y la historia familiar que de los procesos escolares, con lo que se infiere que la escuela hace poco por disminuir las brechas entre ricos y pobres y entre los estudiantes más y menos capaces.

2.2.3. Klitgaard y Hall (1974)

Los investigadores norteamericanos Klitgaard y Hall (1974) buscaban con este estudio exploratorio encontrar evidencias de que las escuelas y distritos producen resultados académicos consistentes cuando se controlan los factores socioeconómicos. Se realizó con los datos provenientes de tres fuentes de información: la información recogida para 4° y 7° grado entre 1970, y 1971 del 90% de las escuelas estatales de Michigan; los datos de las escuelas de Nueva York correspondientes a los años 1967 hasta 1971, de los grados 2° a 6°; y, finalmente, 858 instituciones del proyecto de talentos de secundaria correspondiente al año de 1960.

Para la primera muestra las variables independientes consideradas fueron nivel socioeconómico, porcentaje de minorías en la escuela y tipo de comunidad. Como variables dependientes se consideraron los puntajes en las pruebas de matemáticas y lenguaje. Para las escuelas de Nueva York la variable independiente fue el rendimiento previo y en el caso del programa de talentos el nivel socioeconómico.

A través del análisis de los residuales de regresión de las variables, se concluye para las escuelas de Michigan que el 9% de éstos incrementa el logro de los estudiantes en una desviación estándar al controlar las variables del contexto. Para las escuelas de

Nueva York se encuentra consistencia entre estos, aunque pocos se ubican por encima de una desviación estándar, cuando se controlan las variables del contexto. En el caso de los datos provenientes del programa de talentos no se encuentra resultados positivos.

Al realizar el análisis agregado por distrito se encuentra que sólo el 5% de las instituciones se ubican a una desviación estándar por encima de la media. Los autores señalan que existe una relación positiva entre el nivel socioeconómico y los resultados de los estudiantes. En general, las regresiones realizadas con las tres muestras explicaron entre 34% y 87% de la varianza, siendo el más bajo para el proyecto de talentos y el mayor para las escuelas de Nueva York, resultado que lleva a reflexionar sobre el efecto en la magnitud del efecto escolar al considerar el logro previo. Finalmente se concluye que son pocas las escuelas que obtienen un logro alto y entre estas se reportan pocas diferencias debidas al contexto.

2.2.4. Summers y Wolfe (1977)

Con el fin de determinar si las escuelas hacen la diferencia en el desempeño de los estudiantes y qué tanto los resultados de los mismos dependen de las variables de entrada. Summers y Wolfe realizan este estudio con los datos que provienen de la información recolectada durante 1970 y 1971, para una muestra aleatoria de 627 estudiantes de 6° grado de primaria de 103 escuelas de la ciudad de Filadelfia.

Como variable de producto o medida de resultado se consideró el cambio en el puntaje total de logro obtenido por los estudiantes durante un periodo de tres años. Las variables independientes correspondieron a características genéticas y socioeconómicas de los estudiantes (ingreso familiar, coeficiente intelectual, raza), características de las escuelas, como tamaño de la clase, cualificación de los profesores y las características del grupo de pares referidas a la proporción de estudiantes sobresalientes y porcentaje de acuerdo con la raza.

Haciendo uso del análisis de regresión, los resultados señalan diferencias significativas acordes con el género, el coeficiente intelectual, la raza y el ingreso económico de la familia. Se encuentra que el porcentaje de varianza explicada a partir de las variables independientes de estudiantes y profesores se encuentra entre el 21% y 27%. Los investigadores no reportan el efecto acumulativo de estos factores en contraste con lo socioeconómico.

Las conclusiones del estudio señalan que los insumos escolares son importantes, con lo que los estudiantes con desventajas pueden ser ayudados si cuentan con insumos adecuados. En relación con lo metodológico los autores señalan la importancia de usar datos específicos de los estudiantes y modelos estadísticos apropiados.

2.2.5. Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker (1979)

Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker (1979) realizaron un estudio transversal con una muestra aleatoria de 68 escuelas de primaria de Michigan, presentó un importante avance metodológico al incluir cuestionarios sobre clima escolar dirigidos al director, al profesor y al estudiante, como también al considerar la escuela como unidad de análisis.

Los cuestionarios evaluaron niveles de expectativas, normas académicas, sentido de lo académico y otros factores psicológicos asociados con la escuela. Como variables independientes se consideraron el estatus socioeconómico del estudiante, el tamaño de la escuela, el número de profesores por cada mil estudiantes, y el clima escolar. Las variables dependientes correspondieron a los puntajes en lectura, matemáticas, autoconcepto y autoconfianza.

Con la metodología de análisis de regresión se reporta como principal resultado que el clima escolar puede ser un *poderoso* predictor del logro de los estudiantes. Diferentes modelos fueron probados, así el modelo que considera todas las variables dependientes explica el 75% de la varianza, el modelo que incluye sólo las variables referidas al nivel social explica el 42% de la varianza, y el modelo que incluye sólo las variables de clima escolar explica el 72% de la varianza. En relación a la variabilidad debida a la escuela, reportan que el 8% de la varianza se debe a las variables independientes.

2.2.6. Teddlie, Stringfield y Desselle (1985)

Como parte de la segunda fase del estudio sobre efectividad escolar de Lousiana, Teddlie, Atringfield y Desselle (1985), constituyen la réplica y extensión del estudio de Brookover, Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker (1979). Se realizó con los datos provenientes de 76 escuelas de primaria y 5.400 alumnos. Como variables de ajuste consideraron el estatus de efectividad y el estatus socioeconómico, y como variables de producto las mismas del estudio de Brookover, Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker (1979), los resultados en las áreas de lectura, matemáticas, autoconcepto y

autoconfianza. En su fase inicial empleó el análisis de regresión y posteriormente el análisis multinivel.

En este último análisis se consideraron cinco factores de segundo orden referidos al contexto familiar, que explicaron el 30% de la varianza del logro del estudiante y en conjunto con el clima escolar explicaron el 41%, los resultados con el análisis de regresión señalan similares porcentajes de varianza explicada. Al hacer la partición de la varianza reportan que el 75% se debe al estudiante, el 12% a la clase y el 13% a nivel de la escuela.

Los autores concluyen sobre la existencia de características socioeconómicas que distinguen escuelas eficaces de las ineficaces.

2.2.7. Witte y Walsh (1990)

Para la realización de este estudio, Witte y Walsh (1990) parten de los datos procedentes de la comisión de calidad y equidad de las escuelas públicas de Milwaukee correspondiente a la educación básica y secundaria. Contó con una muestra de 65,000 estudiantes de 21 distritos. Las medidas de producto correspondieron al puntaje en la prueba de logro de Iowa y las pruebas de eficacia en lectura y matemáticas. Las variables de ajuste correspondieron a las escalas construidas a partir de las preguntas de la encuesta referidas al liderazgo y las metas, las expectativas de los estudiantes, la disciplina y el ambiente de aprendizaje, el grado de tareas requeridas y esperadas, el ambiente escolar y la participación parental. En relación con el contexto de la escuela se consideró el porcentaje de estudiantes con beca de comedor, la ubicación de la institución (ciudad y suburbano) y si era una escuela especial de Milwaukee.

Haciendo uso de correlaciones bivariadas y ecuaciones de regresión encuentran que existe una relación estadísticamente significativa entre el desempeño, la localización de la institución, el porcentaje de niños con bajo de nivel socioeconómico y las variables de ambiente escolar, así las escuelas con mejores desempeños tienen pocos estudiantes de bajo nivel socioeconómico, son escuelas suburbanos y cuentan con un ambiente escolar positivo. En relación con los modelos de regresión, los autores reportan para secundaria el 86% de la varianza explicada en lectura y el 91% en matemáticas; para primaria el 81% en lectura y 47% en matemáticas cuando se incluyen sólo las variables referidas al contexto de la escuela como la localización de la institución, variables del

ambiente escolar y carácter especial de la escuela. Estos porcentajes se incrementan en uno o dos puntos cuando se incluyen las variables referidas a la eficacia escolar y al compromiso de los padres con la institución.

Teniendo en cuenta estos resultados, los autores concluyen que las características de los estudiantes son importantes, que existen diferencias por el tipo de escuela y que los efectos son menores en primaria respecto a secundaria.

2.2.8. Mandeville y Kennedy (1991)

Mandeville y Kennedy (1991) por su parte, realizaron este estudio con el objetivo de determinar la efectividad de la escuela primaria a partir de la relación entre el logro académico y el nivel socioeconómico, con especial énfasis en el estudio de la equidad. Los datos recolectados en el año 1985 corresponden a una muestra de 9,700 estudiantes provenientes de 165 escuelas públicas de Carolina del Sur de primer año escolar, a quienes se les realizaron mediciones anuales desde el 1º hasta el 3º grado.

Las variables de resultado medidas corresponden al puntaje en la batería de habilidades comprensivas que incluye lectura y matemáticas. Las variables de ajuste consideradas corresponden a las referidas a la enseñanza como promedio de formación de los profesores, tamaño y porcentaje de retención y como variables del contexto de la escuela, el porcentaje de estudiantes de raza negra y el porcentaje de estudiantes que hacían parte del programa de beca de comedor.

Empleando modelos multinivel de crecimiento, los resultados señalan que las escuelas logran mayores cambios en matemáticas que en lectura lo que se observa en la varianza de la pendiente; se encuentra que los estudiantes de bajo nivel socioeconómico tiene una desventaja inicial en las dos materias en comparación con los estudiantes de nivel socioeconómico alto, la tasa de crecimiento negativa (-0,23) sugiere que quienes se ubican en una desviación estándar por debajo de la media en nivel socioeconómico, tienen una tasa de crecimiento mayor. Finalmente encuentran que los indicadores que se han señalado como factores de efectividad no lo son en los parámetros de crecimiento, ya que el modelo sólo explica un porcentaje cercano al 2%.

2.3. REINO UNIDO

A continuación nombraremos algunos de los estudios que se han realizado en el Reino Unido. Al igual que en los estudios descritos para Estados Unidos se encuentra variedad en la muestra. Igualmente, estos estudios permiten dar cuenta de diferentes elementos metodológicos que han fortalecido el área de investigación en efecto escolar a través del tiempo. Se destacan a nivel metodológico las investigaciones de Madaus, Kellaghan, Rakow y King (1979) quienes cuestionaron las pruebas empleadas para medir las variables de producto, el de Aitkin y Logford (1986) con la propuesta de los modelos multinivel como herramienta para el análisis de la información; Mortimore, y cols. (1988) que incluyeron medidas de producto socio-afectivas y Willms y Raudenbush (1989) con el planteamiento del concepto de efecto escolar tipo A y B. De la misma manera que se presentaron los estudios para Estados Unidos, se realiza la presentación para Reino Unido cronológicamente.

2.3.1. Infome Plowden (1967)

En este país se encuentra un estudio equivalente al realizado por Coleman denominado *Plowden Report* (Plowden Committee, 1967). El estudio fue realizado siguiendo un muestreo estratificado por tamaño y tipo de escuela. En total se incluyeron 173 escuelas y 3.000 estudiantes del grado infantil, 1º y 4º año de primaria, y se desarrolló durante un periodo de tres años.

Como instrumentos para dar cuenta de las variables de ajuste se aplicó una encuesta a los padres y a los directores de las escuelas; como variables de producto se consideraron los puntajes de los estudiantes en comprensión lectora y la inteligencia no verbal. Los resultados en el grupo infantil concluyen que la diferencia entre los padres explica más de las diferencias entre los niños que de las diferencias entre las escuelas.

2.3.2. Rutter, Maughan, Mortimore, Ouston y Smith (1979)

Los investigadores británicos Rutter, Maughan, Mortimore, Ouston y Smith (1979) realizaron un estudio longitudinal con el objetivo de conocer los patrones de vida en la escuela y los distintos ambientes de aprendizaje, que permitiera conocer porque existen diferencias entre las escuelas en términos de la conducta y los logros de los estudiantes y determinar cómo la escuela contribuye al progreso de los estudiantes, para hacerlo

incluyó 12 escuelas de secundaria de Londres y 3.485 estudiantes con edades entre 10 años y 14 años.

Como instrumentos para la recolección de la información emplearon una encuesta aplicada en los años 1970 y 1974, entrevistas con profesores, cuestionarios a los estudiantes y observaciones en el salón de clases. Este estudio de naturaleza descriptiva buscó informar sobre la vida académica, las acciones de los profesores, el sistema de premios y castigos, las condiciones de los alumnos, las responsabilidades y la participación de los alumnos y en general sobre la organización escolar.

Como variables de resultado se consideraron: el nivel intelectual y los puntajes en la prueba de lectura, los cuales se integraron luego en un puntaje compuesto; como variables socioafectivas consideraron la asistencia, la delincuencia y la conducta de los alumnos; las variables de contexto consideradas correspondieron a las circunstancias de la familia, el ambiente de la casa, la educación y ocupación de los padres, el nivel de ingresos, la edad y la etnia de los estudiantes.

Los resultados haciendo uso del análisis de regresión indican que menos del 2% de los resultados de los estudiantes se explican por el puntaje compuesto, en este mismo sentido señala un índice de correlación de 0,76 entre las variables de entrada a la escuela y el puntaje total. De otra parte, haciendo uso de análisis de varianza, reporta que existen diferencias entre las escuelas debido a asistencia, la conducta de los alumnos, la delincuencia y el logro académico; los autores anotan que estas diferencias se mantienen aun después de controlar por las variables de contexto relevantes; así las escuelas con alta asistencia y buena conducta tienen a tener altos niveles de éxito en las pruebas, con lo que los autores concluyen que las escuelas tienen una importante influencia en el comportamiento y el logro de sus estudiantes.

2.3.3. Madaus, Kellaghan, Rakow y King (1979)

Este estudio se llevó a cabo en Irlanda, su principal objetivo fue buscar evidencia de diferencias en la efectividad de las escuelas, dentro de lo cual cuestionó el uso de pruebas de logro estandarizadas como medida para comparar la calidad de las diferentes escuelas.

Los autores sostienen que la eficacia escolar debe ser medida por la evaluación de desempeño de los estudiantes a través de pruebas diseñadas para aprovechar la información y habilidades propuestas en los currículos específicos. Usando las aulas como la unidad de análisis, los autores comparan el rendimiento de los estudiantes en las pruebas estandarizadas con los resultados de éstos en los exámenes públicos que se dirigen a un área específica.

La muestra se conformó por 52 escuelas seleccionadas entre las 582 escuelas secundarias de la República de Irlanda. Cinco escuelas se negaron a participar, y tres fueron reemplazados, dejando muestra un total de 50 escuelas. 28 de ellas eran escuelas de niños y 22 eran mixtas.

De estas escuelas se seleccionaron en total 114 aulas de primer año para la primera fase del estudio. A todos los estudiantes de las aulas seleccionadas se les aplicó las pruebas estandarizadas y los cuestionarios que buscaban información sobre el estudiante, su contexto familiar, y diversos aspectos del entorno escolar. Igualmente se aplicó un cuestionario a los maestros y directores.

La segunda fase implicó la aplicación del examen de Certificado Intermedio público dos años después de la primera evaluación, participaron los mismos estudiantes, siendo la muestra de 1,560 estudiantes.

Las variables de producto incluyeron tres pruebas objetivas de los logros y reconocimientos públicos basados en el plan de estudios prescrito para escuelas de enseñanza primaria en Irlanda, las pruebas estandarizadas correspondieron a las áreas de matemáticas, inglés e irlandés.

Los exámenes públicos utilizados como medidas de producto fueron el certificado intermedio del final del ciclo de la escuela secundaria (lengua, ciencias sociales, ciencias físicas y matemáticas, historia, geografía, ciencia, latín, francés, arte, comercio, dibujo técnico y carpintería).

Las variables de ajuste se organizaron en cinco bloques. Las variables que describen el estudiante (sexo, edad, actitud hacia la educación y autoconcepto académico). El segundo bloque llamado de aulas (ubicación de la escuela, presión del grupo y la cantidad de tiempo de clase dedicado a la tarea), el tercer bloque denominado antecedentes familiares (estatus socioeconómico y tamaño de la familia), el cuarto

bloque correspondiente al aula, compuesto por el tipo de escuela o el seguimiento de un estudiante. El quinto bloque tenía una sola medida, la puntuación de CI. Los datos se analizaron usando dos procedimientos. En la primera fase se separó la varianza de logro en todas las medidas dependientes en dos componentes: la variación entre las aulas y la variación dentro de las aulas. En la segunda etapa del análisis los autores relacionaron las variables predictoras (antecedentes familiares, salón de clases, y las características individuales) con la variación en el rendimiento en cada una de las variables dependientes mediante el uso de regresión múltiple y división simétrica de la varianza.

Los autores reportan cuatro conclusiones principales: En primer lugar, aunque la diferencia entre las clases de las medidas de rendimiento fue significativa, la varianza dentro de las aulas en todas las medidas fue aún mayor. En segundo lugar, la varianza entre aulas no era más significativa para el plan de estudios específicos que para los exámenes públicos de medidas estandarizadas. En tercer lugar, las variables de aula explican más varianza en el rendimiento en los exámenes públicos que en el rendimiento de la prueba estandarizada. En cuarto lugar, el componente de varianza entre aulas en los exámenes públicos que se explica únicamente por factores de aula es más significativa que la que se explica para las pruebas estandarizadas. Las variables predictoras explican entre el 22% y el 65% de la varianza total en el rendimiento.

En general, los factores escolares son los principales contribuyentes a la varianza explicada en los exámenes públicos, mientras que los factores individuales, especialmente de CI, son los principales contribuyentes a la varianza explicada en las pruebas estandarizadas. Finalmente, los autores aseguran que se hace evidente la sensibilidad relativa a los efectos escolares a partir de las pruebas estandarizadas para doce de los quince exámenes públicos.

2.3.4. Gray (1981)

Con el objetivo de establecer los parámetros para realizar la evaluación de la efectividad de las escuelas de secundaria en Londres, John Gray (1991) realizó un estudio a partir de los datos recogidos por las autoridades locales educativas británicas en el examen de *Inner London Educational Authority (ILEA)* con una muestra de 907 estudiantes de 18 escuelas. A partir de la revisión de distintos estudios, consideró como variables predictoras: el porcentaje de logro en razonamiento verbal aplicado con cinco

años de anterioridad, el puntaje de desventaja social de la escuela, el porcentaje de estudiantes que se benefician de la beca de comedor, el estatus socioeconómico, el porcentaje de padres que desarrollan ocupaciones no manuales y la clase social registrada en el censo de 1971. Se encuentra que los menores coeficientes de correlación entre las variables se obtienen con la información proporcionada por los directores sobre la habilidad de los estudiantes ($r_{xy}=0,68$) y las mayores con la información sobre el logro previo medido en una prueba de razonamiento verbal ($r_{xy}=0,89$).

El autor concluye que existen escuelas más efectivos que otros, pero que debe ampliarse el conocimiento que permita explicar a qué se deben estas diferencias.

2.3.5. Aitkin y Logford (1986)

El estudio de Aitkin y Logford (1986) marca un hito en la metodología de este tipo de trabajos dado que es el primero que emplea modelos multinivel, además de señalar la importancia de tener medidas fiables para las variables explicativas y evitar el sesgo en la estimación de los coeficientes de regresión. Con el fin de ilustrar el uso de modelos multinivel los autores realizan el re-análisis de dos estudios previos, los cuales se presentan a continuación.

El primero de ellos es el correspondiente a Gray (1981), con una muestra de 907 estudiantes de 18 escuelas. Las variables de ajuste correspondieron al puntaje en la prueba de razonamiento verbal, el sexo, y el tamaño de la escuela. Como variable de resultado se consideró el puntaje en el examen *Inner London Educational Authority (ILEA)*. Los autores reportan un 10% de la varianza explicada cuando no se incluyen variables de ajuste, que desciende al 2% al incluirlas.

El segundo corresponde a los datos provenientes de Rutter (1979). Allí se encontró que las varianzas entre las escuelas eran significativamente más pequeñas que las diferencias debidas a la variabilidad al interior de ellas. Las correlaciones intraclass variaron entre 0,041 y 0,092 para la asistencia y los puntajes en los exámenes respectivamente; sin embargo, con sólo 12 escuelas no es posible identificar las variables a nivel de la escuela que podrían estar relacionadas con esta variabilidad, aunque se reporta un 2% de varianza explicada luego de incluir las variables de ajuste.

Aitkin y Logford (1986) señalan también los requerimientos mínimos para realizar estudios de efecto escolar, a saber: contar con datos a nivel del estudiante, variables de entrada y variables de contexto relevantes tanto a nivel del estudiante como a nivel de escuela y explicitar el modelo con la estructura multinivel a través del componente de varianza de cada nivel estudiante, escuela y provincia/departamento/comunidad.

2.3.6. Willms (1987)

El objetivo del estudio de Willms (1987) fue examinar para los estudiantes de cuarto año de secundaria, el grado de variación en los resultados entre los estudiantes, los colegios y las autoridades educativas en Escocia. Los datos empleados provienen de la encuesta realizada a egresados de los colegios escoceses correspondiente a los años 1977, 1981 y 1985 para 16 divisiones administrativas.

Como variables de producto utilizó los puntajes del examen de logro general y los puntajes en inglés y aritmética. Como variables de control o ajuste consideró: el género, la ocupación de la madre y el padre, el número de hermanos y el nivel socioeconómico de la escuela. Haciendo un análisis comparativo entre el análisis de regresión y modelos multinivel, señala que los segundo ofrecen ventajas porque permiten al análisis de datos agregados.

Los resultados por divisiones administrativas permiten apreciar para los tres años una mayor estimación para el puntaje total respecto a aritmética e inglés. En cuanto a la variabilidad debida a los colegios, se reporta que el puntaje total para el año 1980 corresponde al 8% de la varianza, siendo el factor referido al nivel socioeconómico de la escuela, la variable que más aporta en la explicación de la variabilidad.

A partir del análisis de la información, el autor concluye que existen diferencias en el desempeño académico de los estudiantes en las distintas divisiones administrativas; la variabilidad entre éstas es menor que la variabilidad existente entre los colegios.

2.3.7. Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis y Ecob (1988)

El estudio de Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis y Ecob (1988) fue realizado con el propósito de evaluar la calidad de la educación, este estudio de carácter longitudinal, se realizó durante cuatro años en 50 colegios seleccionados al azar de un total de 636 instituciones, con la participación de 2.000 estudiantes desde los 7 hasta los 11 años de

un total de 86 clases. En él, se consideró como variable de entrada de los estudiantes el sexo, la edad, la clase social y la etnia y como variables de contexto social, el lenguaje, el contexto de la familia y logro inicial. Las variables de producto incluyeron medidas cognitivas y socio-afectivas.

Dentro de las variables cognitivas se consideraron los puntajes en las pruebas de Lectura -*Edinburgh Reading Test*-, matemáticas -*National Foundation for Educational Research Basic Mathematics Test* (BMT)- y habilidades viso-espaciales. En una muestra de estudiantes se midieron las habilidades orales -*Language Survey Team of the Assessment of Performance Unit* (APU)-, se evaluó anualmente la escritura creativa y en el cuarto año se midió el desempeño en lectura con el *London Reading Test* y el razonamiento verbal.

Las variables socioafectivas medidas fueron la conducta al entrar a clases (informada por el profesor), las actitudes hacia distintas actividades en la escuela y las áreas curriculares. Al finalizar el tercer año se midió la percepción por parte del maestro, de los pares y del propio estudiante.

Este estudio reporta el tamaño del efecto en términos de la proporción de la variación total en el progreso de los estudiantes, la cual puede ser explicada estadísticamente por la diferencias entre colegios en comparación con las explicadas por las características de contexto de los estudiantes. Haciendo uso de modelos multinivel señala que en lectura el 9% de la variabilidad en el logro de los estudiantes al finalizar el tercer año se puede atribuir a la escuela. Este progreso relativo de 2° a 5° grado, es cercano al 30% si se tiene en cuenta tanto la pertenencia a la escuela como los factores del contexto.

Para matemáticas los autores reportan el 11% de variabilidad debido a la escuela, que asciende a 26% cuando se incluyen los factores escolares y de contexto. En Escritura este porcentaje corresponde al 13%. Los autores mencionan que cerca del 20% de la variación en el progreso en la escritura durante los tres años se debe a la escuela, frente al 3% del contexto. En todas las áreas al incluir el logro inicial disminuye la influencia del contexto. Los resultados para oralidad y el desempeño en aspectos prácticos de las matemáticas señalan para el primer caso que el 10% de la varianza se debe a los factores de contexto, sexo y edad y el 27% a la pertenencia a la escuela; en el segundo caso

porcentajes entre 6% y 21% dependiendo del tópico evaluado, como por ejemplo peso o longitud.

En las medidas no cognitivas no se pudo controlar el puntaje o logro previo, aunque se puede esperar que este porcentaje sea menor. Los autores reportan para la conducta de los estudiantes una varianza del 10% debido a la escuela, en relación con el autoconcepto 8,4% de varianza, mientras que en actitudes es de 7,5% en lectura y 12,2% en matemáticas.

Los autores concluyen que las escuelas son eficaces tanto en aspectos cognitivos como socioafectivos, siendo su efecto decisivo para los estudiantes.

2.3.8. Raudenbush (1989)

El estudio de Raudenbush (1989) tiene como objetivo ilustrar la aplicación de dos modelos teóricos de los efectos escolares debido al carácter dinámico y multinivel que le son propios. El primer estudio implica la medida de una misma cohorte en diferentes momentos, mientras que el segundo implica medidas repetidas de la escuela aunque con distintas cohortes. Los datos provienen de la submuestra de estudio de Carter (1984), con un total de 618 estudiantes de 86 escuelas elementales que se encontraban en grado 1° al comenzar el estudio.

Como variables de logro se consideraron los puntajes en matemáticas y lectura, en total se realizaron cinco mediciones, una en el primer año y dos medidas en cada uno de los dos años subsiguientes, 2° y 3° grado. Haciendo uso de modelos multinivel de medidas repetidas encuentran que el 14,1% de la varianza en matemáticas y 31,4% de varianza en lectura se debe a la escuela. La tasa de aprendizaje fue de 82,6% para matemáticas y de 43,9% para lectura.

El autor concluye que los efectos del contexto son mayores para el desempeño en lectura respecto a matemáticas. Este efecto escolar es más sustancial de lo que se considera cuando se realiza un estudio transversal y exige el uso de modelos multinivel.

2.3.9. Willms y Raudenbush (1989)

Willms y Raudenbush (1989) realizaron este estudio longitudinal con el objetivo de identificar las escuelas que tienen un desempeño excepcional y determinar si las

diferencias con aquellos colegios que son menos excepcionales se pueden explicar por factores debidos a las políticas de la escuela, el salario de los profesores, el tipo de currículo o la inversión por estudiante. Se realizó con dos cohortes de estudiantes quienes completaron su educación secundaria en Escocia. En total se contó con 1,500 estudiantes para el año 1980 y 5,000 estudiantes para el año 1984.

Las variables de producto consideradas corresponden al puntaje del certificado de educación de Escocia (*Scottish Certificate of Education -SCE-*) y el puntaje de grado 0 en inglés y aritmética. Las variables de control incluidas fueron número de hermanos, ocupación del padre (acorde con la escala *Hope-Goldthorpe*), el puntaje en razonamiento verbal, el género y el estatus socioeconómico, este último construido por componentes principales a partir de tres indicadores: ocupación del padre, la madre y el número de hermanos. La variable de ajuste para la escuela fue la media en el puntaje de nivel socioeconómico.

Haciendo uso de modelos multinivel longitudinales se definen y estiman el efecto tipo A y el efecto tipo B. En la estimación del efecto tipo A se controlan sólo las características de entrada de los estudiantes. Los autores reportan que el 20,9% de la varianza se debe a las características escolares. El efecto tipo B considera además de las características del estudiante, el contexto de la escuela. Los resultados señalan un porcentaje de varianza explicada de 58,7% para el logro total, 17,4% para inglés, y 33,6% para matemáticas.

Como conclusión los autores señalan la importancia de usar estos modelos en la realización de estudios longitudinales. Se destaca de este estudio el planteamiento de efecto escolar tipo A y tipo B.

2.3.10. Smith y Tomlinson (1989)

Este estudio (Smith y Tomlinson, 1989) fue desarrollado en 18 colegios de secundaria del Reino Unido con el objetivo de estudiar las diferencias educativas debidas al grupo étnico de pertenencia. Las variables consideradas fueron niveles de habilidad para variables de producto y la agrupación por etnias como variable de ajuste.

Los autores señalan en este estudio un 10% de varianza debida a la escuela para los diferentes niveles de habilidad y grupos étnicos. De este modo el efecto escolar varía de

acuerdo con la habilidad de los estudiantes, siendo mayor para aquellos que se encuentran por encima o debajo del promedio.

Señalan también que el efecto escolar varía dependiendo de la materia, lo que se ha denominado “efecto del departamento” y efecto diferencial para estudiantes de diferentes grupos étnicos. Siendo el mayor efecto diferencial para los estudiantes que tienen diferentes patrones de rendimiento previo: 12% para estudiantes con alto rendimiento previo, 9% para estudiantes con bajo rendimiento previo y 2% para los estudiantes promedio.

2.3.11. Daly (1991)

El objetivo de la investigación de Daly (1991) era estimar el tamaño del efecto escolar. Se realizó en el norte de Irlanda con estudiantes de quinto año de secundaria. Los datos provienen del Consejo para la investigación educativa del norte de Irlanda. La muestra estuvo conformada por 2.524 estudiantes de 30 colegios.

Como medidas de producto se consideraron el puntaje general de logro y los puntajes específicos de inglés, matemáticas y química. Como variables de control se consideraron: el puntaje en el test de habilidad verbal, el sexo, el número de hermanos y el nivel socioeconómico (trabajo del padre y registro en el índice general). Las variables de la escuela incluyeron el estatus o tipo de escuela, la filiación religiosa y el promedio de nivel socioeconómico.

Se señalan correlaciones negativas entre el puntaje y el número de hermanos y positivas entre el nivel socioeconómico y el puntaje de habilidad verbal. Haciendo uso de modelos multinivel de dos niveles, los resultados señalan en matemáticas el 10,52% de varianza explicada debido a los colegios, 6,64% en inglés y 9,48% en química. Así mismo se reportan diferencias acorde con el estatus de la escuela y la filiación religiosa para química y en relación con el género para matemáticas.

Los autores concluyen que el efecto escolar depende de la asignatura, destacando además la importancia del uso de modelos multinivel y de la inclusión de diferencias debidas a las variables de entrada en los resultados de los exámenes.

2.3.12. Tymms (1993)

Tymms (1993) realizó este trabajo con la base de datos de ALIS, la muestra estuvo conformada por 3,997 estudiantes de colegios de secundaria de Gran Bretaña. Como variables de resultado se consideraron las calificaciones en distintas materias, y como variables de ajuste: el género, el rendimiento previo medido por el nivel 0 en el examen para el certificado de educación secundaria, *Certificate of Secondary Education* (CSE).

Los resultados señalan que el 7% de la varianza en el desempeño se atribuye a la escuela, porcentaje que varía cuando se consideran modelos multinivel de tres niveles, ya sea aula o materia: entre 9% y 25% debida al aula y entre 8% y 24% debido a la materia.

Se considera un estudio importante debido a que presentó nuevas “*luces*” en cuanto a que las diferencias entre departamentos/materias en secundaria son mayores que las diferencias entre colegios.

2.3.13. Tymss, Merrell y Henderson (1997)

Tymss, Merrell y Henderson (1997) pretendían explorar el progreso de los niños en el primer año de escolarización. La muestra estuvo conformada por 1.738 niños de 4 años provenientes de 38 colegios. Las variables predictivas fueron los niveles de pre-matemáticas y pre-lectura medidas al iniciar y finalizar el año escolar y las variables asociadas a estos logros fueron el género, edad, asistencia a guardería, riqueza del vecindario y pertenencia al grupo de juego. Todo en el marco del proyecto de indicadores de los estudiantes en primaria (PIPS).

Haciendo uso de modelos multinivel, los resultados indican un porcentaje de 20% de varianza explicada debida a la escuela, después de controlar por el puntaje inicial. Los autores señalan correlaciones de 0,67 y 0,72 para matemáticas y lectura entre las puntuaciones iniciales y finales respectivamente. En relación con los resultados referidos al progreso en la escuela acorde con el género, se encuentra que las niñas evidencian mayores logros en lectura. Los resultados no se afectan exclusivamente por la edad, a pesar de que se señala que existe un mayor progreso en matemáticas que en lectura para los niños de mayor edad. Finalmente se reporta que no existen diferencias entre los grupos debido a la asistencia previa a pre-escolar o la riqueza del vecindario.

Los autores concluyen que el progreso de los estudiantes varía entre los colegios y es mucho más grande de lo reportado en los estudios previos de eficacia escolar, siendo las variables de mayor importancia el logro previo y la escuela a la cual asisten los estudiantes.

2.3.14. Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997)

El objetivo de Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997) en este trabajo era conocer el tamaño del efecto y la consistencia entre áreas y escuelas a partir de los resultados en el certificado general de educación secundaria (GCSE siglas en inglés) para los años 1990, 1991 y 1992. La muestra contó con 240 escuelas de Londres. Las variables de ajuste consideradas corresponden a las pruebas de lectura, razonamiento verbal, etnia, beca de comedor y para la escuela, el porcentaje de estudiantes que se benefician de la beca de comedor y como variables de producto los puntajes en matemáticas, inglés, literatura inglesa, ciencia, historia y francés.

Con la metodología de análisis multinivel de dos niveles, los autores reportan para el año 1991 un porcentaje de varianza explicado para el puntaje total de 7%; matemáticas 9%; inglés 6%; literatura inglesa 12%; 14% francés, 20% historia; ciencia 11%. Los resultados con modelos de tres niveles considerando el tiempo, señalan porcentajes muchos menores: para el puntaje total de 1,1%; matemáticas 3,6%; inglés 1,8%; literatura inglesa 3,4%; 7,8%; francés, 3,6%; historia y ciencia 4,7%.

Los autores concluyen que la variación entre los colegios es mayor que todas las diferencias en la ejecución de las pruebas.

2.4. PAÍSES BAJOS Y AUSTRALIA

A continuación nombraremos algunos de los estudios que se han realizado en los Países Bajos y Australia. En contraste con Estados Unidos e Inglaterra, en estos países el volumen de investigaciones encontradas es menor, para el caso corresponde a cuatro trabajos, destacándose la investigación de Hill y Rowe (1996) por hacer modelamiento multinivel de cuatro niveles. La presentación es cronológica.

2.4.1. Brandsma y Knuver (1989)

Brandsma y Knuver (1989) presentan una de las primeras investigaciones realizadas en Países Bajos. Este estudio realizado con el objetivo de conocer el efecto escolar y su interacción con las variables de contexto del alumno. La muestra estuvo conformada por los estudiantes de 7º grado, de 250 escuelas de primaria y se analizó con modelos multinivel.

Las variables de producto consideradas correspondieron a los puntajes en pruebas estandarizadas de matemáticas y lengua. Por su parte las variables de ajuste del estudiante correspondieron a puntaje previo en matemáticas y lengua, nivel socioeconómico, coeficiente intelectual, género, edad y etnia.

Haciendo uso de análisis multinivel, los resultados señalan que el porcentaje de varianza debido a la escuela es del 12% para matemáticas y de 8% en lenguaje. A partir de estos resultados los autores concluyen que las escuelas tienen menos influencia en lenguaje que en matemáticas, señalando que los factores de contexto en particular el nivel socioeconómico tiene un importante efecto en el logro de los alumnos, el cual no puede ser compensando por las escuelas.

2.4.2. Bosker, Kremers y Lugthart (1990)

Este estudio de los Países Bajos permitió conocer el porcentaje de varianza explicado debida a la escuela en los resultados de matemáticas. La muestra estuvo conformada por 707 estudiantes de 25 colegios de secundaria de 44 clases.

La variable de resultado fue el puntaje en la prueba de matemáticas. Las variables de ajuste consideradas corresponden a oportunidad para aprender, el contenido de los ítems y el género de los estudiantes. Los resultados señalan que el 15% de la varianza se explica por la clase y un 10% por la diferencia entre los colegios.

2.4.3. Hill y Rowe (1996)

El estudio de Hill y Rowe (1996) fue realizado a partir de los datos provenientes del proyecto *Victorian Quality Schools Project* (VQSP) de Australia, un estudio longitudinal que contó con información de un periodo de tres años. La muestra con la cual se realizó el estudio proviene de un muestreo aleatorio, estratificado de dos etapas,

con un total de 6.678 estudiantes de 59 colegios de primaria. Los análisis que se presentan corresponden a los dos primeros años del estudio.

Enfatizando el uso de modelos multinivel de tres o más niveles, incluye el aula y la cohorte como nivel de análisis. Como variables de resultado se encuentran los puntajes en los perfiles de inglés y matemáticas elaborados por los profesores y que usan ítems de crédito parcial, se incluye también los puntajes en un test de habilidad general que contiene un módulo verbal y otro cuantitativo. Como variables de ajuste se consideraron el grado, el género y el nivel socioeconómico, este último está compuesto por nivel educativo, ocupación de los padres y subsidio educativo. Se incluyó también la información referida a quienes no son angloparlantes, tales como ciudad de nacimiento de los padres y si el inglés es la lengua principal que se habla en el hogar.

En los resultados que se presentan en la tabla 2.1 se aprecia que el efecto de la escuela disminuye a medida que se incluyen más niveles. Para los distintos modelos el porcentaje atribuido a las clases se encuentra entre 33,6% y 56,4%, y para la cohorte se encuentra entre 12,9% y 23,8%, con lo que se obtiene que los resultados son sensibles a las experiencias de aprendizaje en las clases.

TABLA 2.1. ESTIMACIÓN DEL EFECTO ESCOLAR EN PAÍSES BAJOS (HILL Y ROWE, 1996)

MODELO	Dos niveles		Tres niveles		Cuatro niveles	
	Inglés	Matemáticas	Inglés	Matemáticas	Inglés	Matemáticas
1. Grado	18,1	17,2	10,2	6,8	6,7	3,6
2. Grado, Género, Nivel socioeconómico, no angloparlante.	17,2	16,3	8,3	5,4	5,1	3,4
3. Grado, Género, Nivel socioeconómico, no angloparlante, logro previo.	17,6	16,6	8,2	5,4	3,8	-

Dos niveles: estudiante y escuela; Tres niveles: estudiante, aula y escuela; Cuatro niveles: estudiante, aula, cohorte y escuela.

Fuente: Elaboración propia a partir de Hill y Rowe (1996).

A partir de estos resultados, los autores concluyen que deben utilizarse modelos multinivel, adecuados diseños de muestreo y llevar a cabo la apropiación de distintas definiciones operacionales de efectividad que se reflejen en las medidas que se consideran como variables de producto y de ajuste.

2.4.4. Hill y Rowe (1998)

Los investigadores Hill y Rowe (1998) a partir de los datos provenientes del estudio “*Victorian Quality Schools Project*” (VQSP) de Australia realizaron su trabajo con el objetivo de obtener información referida al desempeño en literatura. Para este estudio longitudinal de tres años, a partir de un muestreo estratificado de dos etapas se seleccionaron estudiantes de pre jardín, grados 2º y 4º. La muestra estuvo conformada por 51 colegios (33 públicos, 12 católicos y 6 independientes), con 4.539 estudiantes y 365 profesores.

Se consideraron como variables de ajuste de los estudiantes: el grado, el género, la procedencia, la ocupación de los padres, la ayuda recibida del gobierno y la lengua nativa, esta última construida a partir de la información del lugar de nacimiento de los padres y del idioma que se habla en casa. Como medidas de producto se empleó el perfil en lecto-escritura, el cual refleja el currículo enseñado en la escuela. En el segundo y tercer año se realizaron las mediciones de discapacidad de los estudiantes y los eventos críticos (separación de los padres, enfermedad o muerte de familiares cercanos). Se midió también la conducta de los estudiantes con el inventario de conducta de Rowe, las actitudes hacia la escuela y las percepciones de la vida escolar.

Con modelos multinivel, de dos niveles clase y escuela, se encuentra que el porcentaje de varianza explicada debida a la diferencia entre escuelas es del 8% y del 44% debida a diferencias en la clase.

Entre las conclusiones los autores presentan cuatro criterios mínimos para realizar inferencias satisfactorias sobre eficacia escolar, a saber:

- Realizar estudios longitudinales que abarquen por lo menos tres momentos de recolección de datos.
- Tener medidas de resultado y logro previo.
- Analizar cohortes de estudiantes.
- Emplear modelos multinivel.

2.5. ESPAÑA

A continuación nombraremos algunos de los estudios que se han realizado en España. Aunque el volumen de estudios encontrados es menor, éstos brindan una luz de cara al planteamiento metodológico y los avances que a nivel mundial se han dado en este tipo de investigaciones. Al igual que en los estudios descritos anteriormente, encontraremos variedad en la población con la que se ha trabajado. Se han listado los estudios en forma cronológica.

2.5.1. Murillo (2006)

En este país, el trabajo de Murillo (2006) es el principal estudio con modelos multinivel, se realizó con el objetivo de estimar el efecto escolar de las escuelas primarias y sus propiedades científicas, a partir de los datos provenientes de la evaluación realizada en 1995 a los estudiantes de 6° de primaria por parte del Instituto Nacional de Calidad y Evaluación (INCE). El muestreo fue conglomerados y estratificado en dos etapas, en total se contó con 6.598 alumnos y 332 centros escolares.

Las variables de producto cognitivas corresponden a los puntajes en las pruebas de matemáticas y lenguaje, esta última incluye comprensión y expresión escrita; las variables de producto no cognitivas fueron la actitud hacia las matemáticas y hacia los otros, la autoconfianza y la satisfacción con el centro. Las variables de ajuste corresponden a las variables del estudiante, situación económica de la familia, género, escolarización previa y repetición. Como variable de la escuela se consideró la situación económica del lugar de ubicación de la misma.

A partir de modelos multinivel de dos niveles: alumno y escuela, se encuentra un efecto escolar de 9,26% en matemáticas, 3,70% en lenguaje, 3,47% en ciencias sociales, 3,37% en ciencias naturales y 6,41% en el promedio de todas las áreas. Para las variables no cognitivas se encuentra un 0,5% en la actitud y la satisfacción con el centro y 0,24% en autoconfianza.

En relación a las propiedades científicas, se encuentra consistencia moderada entre las áreas, siendo la correlación mínima de 0,71 entre matemáticas y ciencias sociales y ciencias naturales, y la correlación máxima de 0,82 entre ciencias naturales y ciencias sociales. Las correlaciones entre las medidas de producto socioafectivas, se encuentran

cercanas a 0,25. La correlación entre la actitud hacia los otros y las ciencias sociales es de 0,43, entre la actitud hacia los otros y matemáticas de 0,30 y la actitud hacia las matemáticas de 0,25.

En cuanto a eficacia diferencial se consideró el nivel socioeconómico, el género y el rendimiento previo. Los resultados señalan eficacia diferencial acorde con el nivel socioeconómico para lengua y ciencias sociales. Se encuentra eficacia diferencial acorde con el género para todas las áreas a excepción de lenguaje y acorde con el rendimiento previo para todas las áreas excepto ciencias naturales.

El profesor Murillo (2006) concluye que el efecto escolar es bajo en la enseñanza de áreas, pero es nulo en el fomento de actitudes y valores.

Se señala que este estudio se corresponde con los estudios sobre efecto escolar y sus propiedades científicas, aunque se cuestiona la pertinencia de incluir la repetición como variable de ajuste ya que es una variable de proceso y no de contexto.

2.5.2. Castejón (2006)

El objetivo del estudio fue brindar una visión panorámica de escuelas eficaces, basado en datos empíricos de una muestra de alumnos de Alicante. Se examinaron a 1924 alumnos de primer grado de la ESO, 126 profesores del mismo grado y pertenecientes a 24 Institutos de ESO. Los datos empleados provienen de la calificación global de cada alumno en la EGB, las calificaciones finales de junio y septiembre en ciencias naturales, matemáticas, lengua española, historia e idioma extranjero, el uso de cuatro encuestas de percepción diseñadas por el autor y aplicadas a los alumnos, así como una encuesta de motivación, otra de satisfacción y una más de percepción aplicadas a los profesores.

Como variables de producto consideró las calificaciones finales de junio y septiembre en ciencias naturales, matemáticas, lengua española, historia e idioma extranjero. Como variables de control o ajuste consideró: nivel socioeconómico, profesión del padre, rendimiento anterior e inteligencia general. Mediante la técnica de regresión múltiple se obtienen puntuaciones residuales directas y estandarizadas, para individuo y para grupo, ponderadas y no ponderadas de acuerdo al número de alumnos

de la escuela. La regresión jerárquica se usa para el análisis del manejo de las variables de entrada que se toman para la eficacia del centro.

En los resultados, el autor informa en cuanto al índice de eficacia escolar, que las variables de entrada influyen de manera significativa en el rendimiento académico ($F=3,20$; $p<0,3$), del mismo modo haciendo uso de la ecuación de regresión para los datos individuales, el autor reporta que la influencia de las cuatro variables predictivas sobre el rendimiento de los estudiantes es altamente significativa ($F=37,66$; $p<0,000$) (Castejón, 2006). En el análisis jerárquico de regresión múltiple realizado para examinar la contribución de las variables procesuales, el autor informa que en primer lugar, la contribución del bloque de variables sociocultural (profesión de los padres y nivel socioeconómico) es significativa, con un coeficiente de regresión múltiple $R=0,15$. Igualmente el autor reporta un aumento significativo en la varianza ($F=163,29$; $p<0,000$; $R=0,72$) con la inclusión del segundo bloque de variables llamado características personales (rendimiento inicial, inteligencia, autoconcepto, motivación inicial). Del mismo modo al incluir el tercer bloque de variables relacionado con la percepción de los estudiantes con respecto a los procesos del centro supone un nuevo incremento en la varianza ($F=3,02$; $p<0,002$; $R=0,739$) (Castejón 2006).

El autor concluye que existe una consistencia alta entre los índices de eficacia escolar basados en los residuales de la regresión, lo cual hace equivalentes los cuatro procedimientos usados, los residuales basados en el análisis individual y de grupo, ponderados y no ponderados. Igualmente basado en sus resultados el autor afirma que es posible identificar centros educativos con mayores y menores niveles de logro atribuibles a los procesos educativos generados en cada centro.

2.6. PANORÁMICA GENERAL

La revisión presentada evidencia los estudios que cuentan con información relevante sobre la eficacia escolar y en particular sobre la magnitud del efecto escolar. El mayor número de trabajos provienen del Reino Unido, seguido por Estados Unidos y Países Bajos, el resumen de los estudios mencionados se presentan en las tablas 2.2, 2.3 y 2.4.

Los estudios de Estados Unidos se caracterizan por incluir tanto primaria como secundaria, hacer uso del análisis de regresión, considerar como variables de producto la

información de matemáticas y lenguaje/lectura y utilizar como principal variable de ajuste el nivel socioeconómico (tabla 2.2). Aunque no se ha presentado en detalle, se destaca el estudio de Murmane (1975) el cual, al igual que Klitgaard y Hall (1974), incluyó el logro previo, y además sugirió el análisis por aula y escuela.

Los resultados señalan en general un efecto escolar superior al 20%, lo que permite reconocer que la escuela tiene un efecto más importante que el señalado en el estudio de Coleman, llegando en algunos casos a explicar entre el 47% y el 87% de la varianza como lo evidencia el estudio de Witte y Walsh (1990).

TABLA 2.2. RESUMEN DE LAS INVESTIGACIONES SOBRE EFECTO ESCOLAR EN ESTADOS UNIDOS

Autor y año	Nivel	Resultados	
Coleman (1966)	Primaria*	Blancos	Negros
	Secundaria	4,95%	8,73%
Jencks y cols. (1972)	Primaria*	Blancos	Negros
	Secundaria	17%	20%
Klitgaard y Halls (1974)	4° y 7°**	Incremento del logro en una desviación estándar en 9% de colegios 4° y 7°	
	2° y 6°		
	Secundaria	Porcentaje de varianza explicada entre 34% y 87%	
Summers y Wolfe (1977)	6° primaria*	Porcentaje de varianza explicada entre 21% y 27%	
Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker (1979)	Primaria*	Variables dependientes explica el 75%	
		Variables referidas al nivel social explica el 42%	
		Variables de clima escolar explica el 72%	
Teddle, Stringfield y Delselle (1985)	Primaria**	Varianza debida a la escuela 12%	
Witte y Walsh (1990)	Básica y Secundaria*	Porcentaje de varianza explicada en modelo que incluye el contexto de la escuela:	
		Lectura	Matemáticas
		Secundaria	86% 91%
		Primaria	81% 47%
Mandeville y Kennedy (1991)	1°, 2° y 3° de Primaria**	No se encuentra efectos debido a la escuela, solamente el tamaño de la clase se asocia al desempeño en Matemáticas, aunque con un porcentaje del 2%	

* Análisis de regresión. ** Análisis Multinivel

Fuente: Elaboración propia.

A la luz de los desarrollos actuales, se encuentra inadecuado el uso de modelos de regresión para analizar datos que están agregados, como también el evaluar sólo matemáticas y lenguaje, sin embargo se reconoce que la información obtenida en

Estados Unidos permitió cuantificar el efecto del nivel socioeconómico y cultural de la familia en los resultados escolares.

TABLA 2.3. RESUMEN DE INVESTIGACIONES SOBRE EFECTO ESCOLAR EN REINO UNIDO

Autor y año	Nivel	Resultados
Plowden Report (1967)	Infantil y primaria	Inteligencia no verbal, en el grupo infantil, concluye que la diferencia entre los padres explica más de las diferencias entre los niños que las diferencias entre los colegios.
Rutter, Maughan, Mortimore, Ouston y Smith (1979)	Secundaria*	Concluye que existen escuelas más efectivas que otras. Existen diferencias entre las escuelas debido a asistencia, la conducta de los alumnos, la delincuencia y el logro académico; los autores anotan que estas diferencias se mantienen aun después de controlar por las variables de contexto relevantes
Madaus, Kellaghan, Rakow y King (1979)	Secundaria*	Las variables predictoras explican entre el 22% y el 65% de la varianza
Gray (1981)	Secundaria*	
Aitkin y Logford (1986)	Secundaria**	2% de varianza explicada
Willms (1987)	Secundaria**	8% de varianza explicada
Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis y Ecob (1988)	Primaria**	Variables cognitivas: Lectura 9% Matemáticas 11% Oralidad 10 Variables No cognitivas: Conducta 10% Autoconcepto 8,4% Actitud Lectora 7,5% Actitud Matemática 12,2%
Raudenbush (1989)	Primaria **	Matemática 14,1% Lectura 31,4%
Willms y Raudenbush (1989)		Efecto A 20,9% Total 58,7% Inglés 17,4% Matemática 33,6%
Smith y Tomlinson (1989)	Secundaria **	10%
Daly (1991)	Secundaria ** (dos niveles)	Matemática 10,52% Inglés 6,64% Química 9,48%
Tymms (1993)	Secundaria**	7%
Tymms, Merrell y Henderson (1997)	Preescolar **	Pre matemática y pre lectura 20%
Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997a)	Secundaria **	Niveles Dos Tres Matemáticas 9% 3,6% Inglés 6% 1,8% Literatura 12% 3,4% Francés 14% 7,8% Historia 20% 3,6% Ciencias 11% 4,7% Puntaje total 7% 1,1%

* Análisis de regresión. ** Análisis Multinivel.

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de los estudios de Reino Unido se destacan los aportes metodológicos como el uso de modelos multinivel, el planteamiento del concepto de efecto escolar A y

B, la comparación sobre el uso de pruebas específicas y generales para medir el logro escolar, el uso de medidas de rendimiento previo y la realización de estudios longitudinales. En la tabla 2.3 se puede apreciar el porcentaje de varianza explicada a partir de las variables incluidas en cada investigación.

Estos estudios fueron realizados primordialmente en secundaria y emplean como variables de ajuste las características socioeconómicas y culturales de los estudiantes, dentro de las cuales consideran variables como educación y ocupación de los padres y número de hermanos. Los resultados señalan un efecto escolar entre 10% y 20% en concordancia con lo observado por Reynolds (1992) quien señala que entre el 8 y 15% de la variación de los resultados de los estudiantes en Reino Unido se debe a las diferencias entre escuelas, lo cual no constituye una fuerte evidencia en favor de las escuelas. Este autor agrega además que los estudios sobre efecto escolar han señalado que el efecto del aula es mayor que el efecto escuela.

TABLA 2.4. RESUMEN DE INVESTIGACIONES SOBRE EFECTO ESCOLAR EN PAÍSES BAJOS, AUSTRALIA Y ESPAÑA

Autor y año	Nivel	Resultados			
Brandsma y Knuver (1989)	Primaria **	12%	Aritmética		
		8%	Lenguaje		
Bosker, Kremers y Lugthart (1990)	Secundaria	10%	Matemáticas		
		Aulas	33,6% y 56,4%		
		Cohorte	12,9% y 23,8%		
Hill y Rowe (1996)	Primaria **	Niveles	Dos	Tres	Cuatro
		Inglés	17,2	8,3	35,1
		Matemáticas	16,3	5,4	3,4
Hill y Rowe (1998)	Preescolar y Primaria **	8%			
		Variables Cognitivas			
		Matemáticas: 9,26	Lenguaje: 3,7		
		C. Sociales: 3,47	C. Naturales: 3,37		
Murillo (2006)	Primaria *	Variables socio-afectivas			
		Satisfacción centro: 0,5%	Auto confianza: 0,24%		
		Total: 6,41%			
Castejón (2006)	Secundaria*	Existe una consistencia alta entre los índices de eficacia escolar basados en los residuales de la regresión			

* Análisis de regresión. ** Análisis Multinivel.

Fuente: elaboración propia.

En los Países Bajos (tabla 2.4) si bien es el país del cual provienen los estudios de revisiones y meta-análisis, en el resumen sólo se presentan los cuatro trabajos que

estiman el efecto escolar a partir de fuentes primarias de información. Por otra parte de lo presentado en la tabla 2.4 para países como Australia y España, se señala la importancia de incluir varios niveles de análisis cuando se estudia el efecto escolar y de considerar variables de resultado socio-afectivas, tal y como lo ilustra el estudio de Hill y Rowe (1996) y el de Murillo (2006).

La mayoría de estudios considera como variables de resultado el logro en matemáticas y lenguaje y como principal variable de ajuste el nivel socioeconómico. Los resultados de efecto escolar reportan valores similares a los presentados para Estados Unidos y Reino Unido, es decir entre 10% y 20%.

Los estudios meta-analíticos identifican que el efecto escolar está cercano al 10% en países industrializados, presentando valores mayores en países emergentes.

Se encuentra en las investigaciones revisadas preponderancia en el estudio de las variables cognitivas en contraste con las variables socioafectivas, así sólo los estudios de Rutter y cols. (1979), Mortimore y cols. (1988) y Murillo (2006) han reportado el efecto escolar de estas variables, con magnitudes muy bajas o no significativas (Murillo y Hernández-Castilla, 2011).

En conclusión se señala que a pesar de las diferencias entre los estudios de los distintos países debido al muestreo, los instrumentos, la operacionalización de las variables de contexto y el diseño del estudio, se encuentran algunas coincidencias en la magnitud del efecto escolar. Las conclusiones permiten reconocer tanto el papel de los factores socioeconómicos y culturales de los estudiantes y la escuela, así como el de los procesos escolares que se adelantan al interior de cada institución.

Se aprecia que con el paso del tiempo se avanza en la cualificación de los estudios sobre efecto escolar, lo cual se refleja por lo menos en los siguientes aspectos: el tipo de estudio, las variables de ajuste incluidas y los modelos de análisis. Así de estudios transversales se pasa a la realización más frecuente de estudios longitudinales, se incluyen como variables de ajuste las socioeconómicas, las socioculturales y el logro previo; y se pasa del uso de modelos de regresión lineal a modelos multinivel, en algunos casos llamando la atención sobre el papel que desempeña el aula en el efecto escolar y la importancia de considerarla en los modelos.

Capítulo 3.

ESTIMACIÓN DE LA MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR: LATINOAMÉRICA

A continuación se presenta la revisión de algunos estudios realizados en Latinoamérica. Pese a que existe un buen número de estudios en la región sobre eficacia escolar son pocos los realizados específicamente sobre efecto escolar. Así con el fin de recabar información sobre esta línea de investigación en la región, se presentan los estudios que hacen uso de modelos multinivel y que fueron publicados entre 2000 y 2012, por país. Igualmente se mencionan aspectos metodológicos en relación con la muestra, las variables de ajuste y de producto, el número de niveles incluidos en el modelo, como también los resultados de los estudios, para visibilizar los desarrollos obtenidos y los aspectos en los cuales se debe avanzar.

3.1. ARGENTINA

Los principales estudios en Argentina han sido realizados por el profesor Rubén Cervini a partir de los datos del censo nacional de finalización del nivel secundario de 1998, y del operativo nacional de evaluación de la calidad educativa de 6° primaria realizado por el Ministerio de Cultura y Educación del país en el año 2000 (Cervini, 2009, 2010). El propósito de estos estudios fue determinar el efecto escolar en los dos ciclos educativos: primaria y secundaria. La muestra estuvo conformada por 507,497 alumnos y 11.220 escuelas en primaria y 142.318 estudiantes en 2.870 escuelas en secundaria.

Las variables de producto corresponden a los puntajes en las pruebas estandarizadas de matemáticas y lengua. El estudio del año 2009 considera como variables de ajuste relacionadas con el estudiante: la disponibilidad de bienes de uso durable y servicios en el hogar, el nivel educativo del padre y la madre, la intensidad de la actividad laboral extra-escolar del alumno, la disponibilidad de libros en el hogar y el género; no incluyó variables referidas a la escuela. En comparación con este estudio, el realizado en el año 2010 excluyó la intensidad de actividad laboral extra-escolar y adicionó la repitencia escolar, los libros en el hogar, el promedio de notas del año anterior y el contexto de la escuela a partir del promedio de las variables del estudiante. Una importante diferencia entre los dos estudios es el número de niveles de agregación y la inclusión del desempeño previo.

Los resultados se presentan en la tabla 3.1, se aprecia que el efecto escolar disminuye al ajustar modelos multinivel de cuatro niveles, cuando se incluye el aula, el efecto de la escuela cambia de un porcentaje entre el 15% y 19% a un porcentaje entre 8% y 12% en los dos grados y áreas escolares.

Cervini (2010) señala que en el modelo nulo existe mayor diferenciación por provincia en secundaria; en este mismo nivel presenta mayor oscilación el área de matemáticas. El autor llama la atención sobre el efecto en la magnitud del efecto escolar en virtud del número de niveles que se incluyen en los modelos.

TABLA 3.1. EFECTO ESCOLAR PARA ARGENTINA 2009-2010

Año	Grado	Efecto	Matemáticas				Lengua			
			Alumno	Aula	Escuela	Provincia	Alumno	Aula	Escuela	Provincia
2009	Primaria	Bruto	63,2		32,4	4,4	65		30,5	4,5
		Neto	61,7		18,8	2,6	61,9		15,8	1,5
	Secundaria	Bruto	53,9		33,2	12,9	58,5		31,5	10
		Neto	52,4		19,3	4,9	55,5		17,1	2,7
2010	Primaria	Bruto	60,20	14,40	23,7	5,0	63,6	11,6	23,1	5,2
		Neto	53,9	13,3	9,4	2,7	56,3	10,5	8,4	1,8
	Secundaria	Bruto	48,9	16,1	23,7	9,3	55,9	13,4	22,9	6,2
		Neto	47,8	14,8	8,7	6,0	52,9	12	8,1	2,9

Efecto escolar expresado en %.

Fuente: Elaboración propia a partir de Cervini (2009, 2010).

3.2. BRASIL

En Brasil se destaca el estudio realizado por Barbosa y Fernandes (2001). El mismo tiene como objetivo de determinar las diferencias en el desempeño en matemáticas en los estudiantes de 4° grado de educación básica a partir de los datos de Sistema Nacional de Educación Básica de 1997. La muestra estuvo conformada por 3.739 estudiantes de 4° de educación básica, 404 aulas y 175 escuelas.

En el estudio se ajustaron modelos multinivel de tres niveles: alumno, aula y escuela. La variable de producto considerada fue el puntaje en la prueba de matemáticas y como variable de ajuste correspondiente al nivel socioeconómico del estudiante se consideró la escolaridad del padre. Los resultados señalan un efecto de la escuela del 22%, los autores concluyen que el aula y la escuela contribuyen positivamente para el logro de la mejora progresiva de los resultados.

Una segunda investigación, fue realizada por Ferrão (2006) quien trabajó a partir de los datos recolectados por el Sistema Nacional de Educación Básica -SAEB-, entre cuyos propósitos se encontraba el conocer las diferencias entre las distintas regiones de Brasil en materia de aprendizaje, así como también diagnosticar e identificar los factores que afectan el desempeño escolar. La muestra fue estratificada y representativa

de las federaciones de Brasil e incluyó los grados 4° y 8° de enseñanza básica y grado 11° que corresponde a educación media, en total 280.000 alumnos y 7.000 escuelas.

Las variables de producto corresponden al puntaje conjunto en las pruebas de matemáticas, ciencias, lengua portuguesa, historia o geografía; en grado 11° ciencias se divide en biología, física y química. Como variable de ajuste se emplea el nivel socioeconómico del estudiante, esta variable fue construida a partir de dos preguntas referidas a la clasificación económica de Brasil: el poder adquisitivo y la profesión de los padres. Como variable de ajuste de la escuela se trabajó con el promedio del nivel socioeconómico de los estudiantes. En el estudio se señala la importancia de contar con la variable rendimiento previo, sin embargo al no disponer de esta información, asumen que como ésta guarda una estrecha correlación con el nivel socioeconómico, sería suficiente contar con información de sólo una de ellas.

Los resultados por regiones para modelos multinivel de dos niveles, señalan un efecto escolar entre el 7,6% en la región sur del país hasta el 35% en la zona sureste del mismo. Ferrão (2006) concluye que estos resultados son semejantes a los reportados en otros estudios del país (Barbosa y Fernández, 2001) y la región (LLECE, 2001), además enfatiza en la importancia del factor socioeconómico en el desempeño de los alumnos.

3.3. COLOMBIA

En Colombia se reporta el estudio realizado por Casas, Gamboa y Piñeros (2002) a partir de la información de los exámenes de estado y el formulario de inscripción aplicados por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (ICFES) al terminar los estudios de educación media y como requisito para ingresar a la universidad. El estudio se realizó con el objetivo de visibilizar el impacto de la medida de producto en el efecto escolar durante los años de 1999 y 2000.

La muestra estuvo conformada por 278.936 estudiantes para el año 1999, y 259.269 estudiantes en el año 2000, los autores no reportan el número de instituciones educativas. Este estudio se realiza con la totalidad de estudiantes que presentan la prueba y en este sentido se corresponde más con un estudio censal que muestral.

La variable de producto corresponde a los puntajes en las pruebas de matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales. Las variables de ajuste consideradas

fueron el índice de nivel socioeconómico del estudiante y de la institución, éste último calculado a partir del promedio del nivel socioeconómico de los estudiantes.

El índice de nivel socioeconómico incluye preguntas que hacen parte del capital físico y humano, tales como: ocupación y nivel educativo de los padres, propiedad de la vivienda e ingreso familiar; el número de personas que aportan económicamente, el número de hermanos, la dependencia familiar y el trabajo del estudiante. El índice fue construido por medio de componentes principales cualitativos, para cada año estudiado se realizó la ponderación de cada pregunta en el factor (Casas, Gamboa y Piñeros, 2002).

Los resultados obtenidos al realizar modelos multinivel de dos niveles (alumno e institución educativa) se presentan en la tabla 3.2. Es posible apreciar diferencias entre los resultados obtenidos para los dos años, siendo mayores los efectos para ciencias naturales y ciencias sociales.

Los autores concluyen que las diferencias entre el porcentaje de varianza explicada por la institución se debe al cambio de instrumento de evaluación. Adicionalmente consideran que el nivel socioeconómico de los estudiantes afecta de manera importante el desempeño de los mismos.

TABLA 3.2. EFECTO ESCOLAR NETO PARA COLOMBIA 1999-2000

Área	AÑO	
	1999	2000
Matemática	17	6
Lenguaje	13	9
Ciencias Naturales	20	11
Ciencias Sociales	14	10

Efecto escolar expresado en %.

Fuente: Elaboración propia a partir de Casas, Gamboa y Piñeros (2002).

El segundo estudio fue realizado por Rodríguez-Jiménez y Murillo (2011) con la información proveniente del segundo estudio regional comparativo y explicativo SERCE, el objetivo fue estimar la magnitud del efecto de la escuela en Colombia.

La muestra estuvo conformada por 2.701 estudiantes y 72 escuelas de tercer grado y 4,535 estudiantes y 83 escuelas de sexto grado. El muestreo corresponde al señalado por

OREALC/UNESCO (2010): aleatorio, estratificado, de conglomerados, optimizado acorde con: el tipo de gestión (pública/privada), el área geográfica (rural/urbana), el tamaño de la escuela (pequeña, mediana y grande) y la relación entre los alumnos matriculados de 3° y 6° curso.

Como variables de producto se consideraron los puntajes en las pruebas de matemáticas y lenguaje y como variables de ajuste del estudiante: el nivel socioeconómico, el cual incluye preguntas referidas a la profesión de los padres, las condiciones y características de la vivienda, la infraestructura y servicios con los que cuenta en el hogar; el nivel cultural que incluye preguntas sobre facilidad de acceso a la cultura, tales como la disponibilidad de textos, se consideró además el género, la preescolarización (número de años de asistencia a la escuela antes de la educación básica) y la lengua materna, la cual indica si el estudiante tiene una lengua materna distinta al español. Como variable de ajuste de la escuela se consideró el nivel socioeconómico de la misma, esto se generó a partir de la información relacionada con el estrato socioeconómico de la población atendida en la institución.

El efecto escolar neto para estas dos áreas y grados es: 5,97% para matemáticas en 3° curso; 15,68% para matemáticas en 6°; 15,43% para lectura en 3°; y 22,70% para lectura en 6°. Se aprecia un mayor efecto escolar para lenguaje.

Los autores concluyen que estos resultados se sitúan acorde a lo reportado en los estudios previos para este país y para la región (Rodríguez-Jiménez y Murillo, 2011); señalando la necesidad de obtener resultados ajustados por variables del contexto, así como la importancia de avanzar en la realización de investigaciones sobre propiedades científicas del efecto escolar y de la escuela en el cambio social.

También se han realizado otros estudios de carácter regional, como son los realizados por Correa (2006) y por Restrepo y Alviar (2004), y nacional como el realizado por López (2012) que a pesar de ser nacional sólo considero la naturaleza de la escuela como variable de ajuste. En el primer estudio, Correa (2006) plantea como objetivo estimar la variación del rendimiento entre colegios y estudiantes de educación media en Cali. Se examinaron los datos correspondientes a 16.998 alumnos de último grado de bachillerato, pertenecientes a 427 colegios. Los datos empleados provienen de la

calificación global de cada alumno en la prueba de estado ICFES de obligatoria presentación para acceder a la educación superior.

Como variables de producto consideró el puntaje total en la prueba. Como variables de control o ajuste consideró: variables individuales del alumno que se refieren al capital económico familiar, el capital cultural familiar, además de otras variables que lo caracterizan, como edad, género, nivel educativo de los padres, nivel socio económico, número de hermanos. Variables de la escuela como jornada (diurna o nocturna), naturaleza (privado o público), tipo (académico, técnico o técnico-académico), valor de la pensión. El modelo multinivel de dos niveles se usa para el análisis del manejo de las variables que hacen parte del modelo.

En los resultados el autor informa que alrededor del 27% de las variaciones del rendimiento se debe a diferencias entre las escuelas. El autor concluye que en Cali el efecto de las variables asociadas al estudiante y a la escuela sobre el rendimiento educativo es significativo, lo que implica que las políticas educativas tienen que estar encaminadas a mejorar la calidad de los planteles (Correa, 2006).

La investigación realizada por Restrepo y Alviar (2004) se llevó a cabo con datos de la población de la región de Antioquia-Colombia, para ello se usaron los datos de a las pruebas de estado aplicadas por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (ICFES) para el año 1999. La muestra estuvo compuesta por 26.136 estudiantes, distribuidos en 542 colegios.

Como variables de producto se consideraron el puntaje en conocimiento matemático, aptitud matemática, lenguaje y el total. Las variables de ajuste se organizaron en tres grupos a saber: En el primer grupo de se incluyeron el género, la edad, si el estudiante es el mayor de los hermanos, y si el estudiante trabaja o no. En el segundo grupo se incluyeron el número de hermanos, la educación máxima entre padre y madre, la ocupación del padre y la madre. En el tercer grupo se incluyen las variables de la escuela como jornada de la escuela (mañana, tarde, noche y completa), la modalidad (académico, técnico y normalista), el género (mixto, femenino y masculino) y la naturaleza (público y privado).

Los autores reportan un efecto escolar de 32,2% para conocimiento en matemática, 28,33% para lenguaje, 22,94% para aptitud matemática y 36% para el puntaje total. Con

lo que concluyen que dado este alto porcentaje de la variabilidad del logro, hay un alto rango de acción para las políticas educativas que permita garantizar unas condiciones más equitativas de acceso a una educación de mayor calidad. De la misma manera, los autores refieren que sumado a las interacciones negativas encontradas para los colegios nocturnos y técnicos, corrobora la importancia de la escuela en las diferencias en el logro de los estudiantes de la región de Antioquia y resalta la necesidad de reformas educativas que permitan mejorar las condiciones escolares.

En cuanto a la parte metodológica afirman como evidente que la utilidad de los modelos multinivel reside principalmente en que permite responder un mayor número de preguntas y obtener mayor precisión en las estimaciones, ya que este modelo es una versión más completa de la regresión múltiple para fenómenos en donde se presente la anidación, cuyo ejemplo más referenciado y aplicado es el educativo (Restrepo y Alviar, 2004).

Por su parte, el estudio de López (2012) busca analizar el comportamiento de la incidencia de la escuela en la variabilidad del puntaje, discriminando por sector educativo, a través de la estimación intertemporal del efecto escuela entre 1980 y 2009 para todo el país, buscando verificar adicionalmente si los cambios efectuados a las pruebas a inicios de esta última década produjeron cambios significativos en dicho efecto. El estudio utiliza como variable de producto los puntajes en las pruebas estandarizadas de lenguaje, matemáticas y puntaje total, aplicadas entre 1980 y 2009 por el ICFES y como variable de ajuste la naturaleza de la escuela (público vs privado).

Los resultados señalan un efecto escolar para la prueba total entre 20% y 35% siendo ascendente para las décadas del 80 y 90 y descendente para la década del 2000, así para el año 2009 el efecto escolar para el puntaje total se encuentra en 20%. Para el área de matemáticas se reporta un efecto entre el 16% y 25% en las tres décadas, con un incremento del 49% para el año de 1994 y descenso al 4% para el año 2000. Para el área de lenguaje el efecto escolar se encuentra entre 26% y 32%.

A partir de estos resultados el autor sugiere que independientemente de si la escuela es pública o privada el rendimiento de los estudiantes tiene que ver con variables que no pertenecen sólo al ámbito escolar. Señala que el efecto escolar para las escuelas privadas es mayor respecto a las públicas, con lo que las características propias de los

escuelas tiene mayor importancia cuando son de naturaleza pública que privada. En esta investigación se pone de manifiesto la gran diferencia que existe entre la escuela privada y pública, esta última que evidencia menores resultados en las pruebas estatales (López, 2012).

3.4. MÉXICO

En este país se han realizado estudios tendientes a conocer la calidad de la educación y los factores asociados, algunos han incluido dentro de sus objetivos la estimación de la magnitud del efecto escolar y de la propiedad científica denominada eficacia diferencial, la cual se asocia con la equidad. Entre los estudios se encuentran los realizados por Fernández y Blanco (2004), Lastra (2006), Carvallo (2006), Carvallo, Casa y Contreras (2007), Blanco E (2008), Zorrilla (2008), y el Instituto Nacional de Evaluación Educativa de México (INEE, 2007, 2008).

Fernández-Aguerre y Blanco (2004) realizaron el análisis para los datos desde 1998 hasta 2003 a partir de la muestra proveniente del Programa de Evaluación de Estándares Nacionales en español y matemáticas de la Secretaría de Educación Pública para grado 6° de primaria. Como variables de producto se consideraron los puntajes en las pruebas estandarizadas de matemáticas y español y como variable de ajuste se consideró el índice de contexto sociocultural, el cual incluye preguntas sobre el nivel de educación de la madre, el equipamiento de confort del hogar, la dotación de servicios básicos en la vivienda, el hacinamiento y el trabajo infantil.

Con modelos multinivel de tres niveles: alumno, escuela y entidad federativa, reportan los resultados que se presentan en la tabla 3.3. De aquí se aprecia que el efecto escolar para estos seis años se encuentra entre 22% y 36% en matemáticas y 21% y 29% en español.

Fernández-Aguerre y Blanco (2004) concluyen que la escuela tiene una importancia sustantiva en México, con porcentajes estables en el tiempo y en promedio cercanos al 25% en las dos áreas.

TABLA 3.3. EFECTO ESCOLAR NETO PARA 6° DE PRIMARIA. MÉXICO, 1998-2003

Área	Año					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Matemática	36	29	29	20	22	23
Español	29	26	24	20	22	21

Efecto escolar expresado en %.

Fuente: Elaboración propia a partir de Fernández-Aguerre y Blanco (2004).

Por su parte, Lastra (2006) en su tesis doctoral realizó un estudio en las escuelas públicas urbanas de la ciudad de Puebla-México con el objetivo de conocer la eficacia de las escuelas mexicanas en la consecución de las habilidades básicas en matemáticas y lenguaje en grado 6° de primaria.

La muestra estuvo conformada por 1.135 estudiantes y 81 escuelas. El muestreo fue aleatorio por conglomerados bi-etápico. El estudio empleó modelos multinivel de dos niveles alumno y escuela. Las variables de producto fueron los puntajes en las pruebas de matemáticas y lenguaje. Como variables de ajuste se consideraron el estatus socioeconómico de la escuela y del estudiante, ésta última construida haciendo uso del análisis factorial. Los resultados obtenidos por Lastra (2006) señalan que el 30% de la variabilidad se explica por factores escolares, siendo más importante el nivel socioeconómico del estudiante en el rendimiento en matemáticas, mientras que en lenguaje es más importante el nivel socioeconómico de la institución.

El estudio de Carvallo (2006) realizado con el objetivo de identificar, cuantificar y jerarquizar los factores que afectan el desempeño de los alumnos, llevó a cabo una explotación secundaria de los datos provenientes de tres aplicaciones: pruebas nacionales aplicadas por el INEE en el ciclo 2002-2003 en 1°, 2° y 3° de secundaria, el examen nacional de ingreso a la educación media superior (EXANI-I) del año 2003 de 3° de secundaria y las pruebas PISA aplicadas a estudiantes de 15 años en 2003. El estudio incluyó 210,910 estudiantes en el EXANI-I; 116,760 estudiantes en INEE y 29,983 en PISA.

Las variables de producto corresponden a comprensión lectora y habilidad matemática para las pruebas del INEE; Índice General, matemáticas y Español en pruebas EXANI-I y matemáticas, lectura, ciencias y el promedio general en PISA. Como variables de ajuste se consideraron: nivel socioeconómico del alumno en PISA y

la variable contexto INEE, esta variable fue construida como combinación lineal de las preguntas referidas a: naturaleza de la escuela, padres lectores, orden de la escuela, las expectativas de los padres, estudios de padres y la variable índice socioeconómico de EXANI-I, la cual incluye preguntas sobre nivel de estudios, la ocupación de los padres y el ingreso familiar. En los tres casos se incluyó también la variable referida al contexto de la escuela.

Los resultados obtenidos haciendo uso de modelos multinivel de dos niveles (alumno y escuela) se presentan en la tabla 3.4. Se sostiene que existe una gran variabilidad entre los resultados, con un mayor efecto para lenguaje, mayor porcentaje de varianza para la información proveniente de PISA y en todos los casos cuando se incluye como variable de ajuste la información de la escuela (Carvallo, 2006).

Carvallo (2006) señala que la variación depende de la forma como se calcula el índice socioeconómico y concluye que los resultados están acordes a los obtenidos en otros estudios realizados en México para secundaria.

TABLA 3.4. EFECTO ESCOLAR PARA MÉXICO 2003 A PARTIR DE LOS DATOS DE INEE, EXANI-I Y PISA

Área	INEE		PISA		EXANI-I	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Lectura	25 al 28	47 al 68	44	60	12 al 13	32 al 35
Matemáticas	16 al 20	45 al 56	43	57	12 al 15	21
Ciencias			36	61		18 al 28
Promedio			41,1	57	18 al 20	29 al 32

Modelo 1 incluye sólo variables de contexto del alumno y el Modelo 2 adiciona contexto de la escuela.

Efecto escolar expresado en %.

Fuente: Elaboración propia a partir de Carvallo (2006).

Por su parte, Carvallo, Casa y Contreras (2007) realizaron un estudio en Baja California-México para determinar el efecto de las variables de contexto en el desempeño de los estudiantes en las pruebas aplicadas por el Instituto Nacional de Evaluación Educativa de México en el año 2004, a los estudiante de 6° grado de primaria y 3° de secundaria. La muestra estuvo conformada por 1,817 estudiantes y 71 escuelas de 6° grado y 1,239 estudiantes y 40 escuelas de 3° grado de secundaria. El muestreo se realizó en dos etapas y la selección de la escuela fue proporcional al tamaño de la misma.

El análisis fue realizado con modelos multinivel de tres niveles: alumno, profesor y escuela. Se consideraron como variables de producto el puntaje en las pruebas de matemáticas y español, y como variables de ajuste el nivel socioeconómico del estudiante y la escuela, construido a partir de las preguntas relacionadas con las condiciones y posesiones familiares. Los resultados se presentan en la tabla 3.5. El efecto escuela es mayor para lenguaje respecto de matemáticas y para esta última área mayor en primaria que en secundaria.

TABLA 3.5. EFECTO ESCOLAR PARA MÉXICO. PRIMARIA Y SECUNDARIA, 2007

Grado	Matemáticas		Lenguaje	
	Profesor	Escuela	Profesor	Escuela
6º primaria	6,81	14,88	8,15	15,75
3º secundaria	14,00	0,04	0,01	19,26

Alumno-Escuela hace referencia a la inclusión de variables de contexto del alumno y adicionalmente de la escuela.

Efecto escolar expresado en %.

Fuente: Elaboración propia a partir de Carvallo, Casa y Contreras (2007).

Por otra parte, tanto los estudios de Lastra (2006) y Carvallo (2006), como el de Carvallo, Casa y Contreras (2007), enfatizan el análisis en las variables de índole socioeconómica, por lo que en la estimación del efecto escolar no incluyen información sobre otras variables del estudiante tales como el género, el rendimiento previo o el nivel cultural de la familia.

Blanco E. (2008), a partir de los datos provenientes de los exámenes nacionales de aprendizaje realizados por el Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (INEE) correspondientes a 6º año de primaria en el ciclo escolar 2003-04, realiza un análisis multinivel de dos niveles. Estudia 2.752 escuelas y 51.053 alumnos, a partir de un diseño muestral bietápico y estratificado representativo a nivel nacional. Las variables de producto consideradas fueron los puntajes en las pruebas estandarizadas de matemáticas y lectura, y como variables de ajuste el nivel socioeconómico del estudiante y de la escuela, este último obtenido al promediar la información de los estudiantes. Un segundo modelo incluyó las preguntas sobre el porcentaje de alumnos que trabajan, de hogares “completos” (madre y padre biológicos), de estudiantes que

asistieron al pre-escolar y de los que aspiran a llegar a la universidad, como también el apoyo y el control educativo familiar.

Los resultados señalan que el efecto neto incluyendo sólo la variable socioeconómica de la institución es de 18% en matemáticas y de 17% en lectura, que desciende al 11% y 15% al incluir todas las variables de ajuste. En relación a la eficacia diferencial reporta diferencias por género, capital familiar y trabajo.

Blanco, E. (2008) concluye que se confirma el efecto de las diferencias entre las instituciones educativas en el aprendizaje, además señala que las escuelas procesan en forma diferente las desigualdades de los alumnos y que tratarlas implica reducir las desigualdades socioculturales, porque aunque las instituciones mejoren sus prácticas escolares no logran compensar las desventajas con las que parten los estudiantes.

Otro importante estudio corresponde a la tesis doctoral de Zorrilla (2008), la cual tiene como objetivo estimar la magnitud del efecto escolar y sus propiedades científicas. El trabajo se realizó a partir de los datos provenientes de la aplicación de pruebas nacionales a estudiantes de 2° y 3° de secundaria para los años 2002 y 2003. La muestra proveniente de un muestreo bietápico contó con 277.718 estudiantes y 3.144 escuelas, estas últimas clasificadas como generales, técnicas, telesecundarias y privadas. Esta investigación realizó el modelamiento con modelos multinivel de dos niveles: alumno-escuela.

Las variables de producto consideradas fueron los puntajes en las pruebas de lenguaje y matemáticas. Las variables de ajuste del estudiante fueron: sexo, pre-escolarización, escolaridad de los padres, bienes y servicios del hogar. De la escuela se consideró la composición socioeconómica de los estudiantes, índice construido con el modelo de Rasch a partir de la información de los estudiantes referida a la escolaridad de los padres y bienes y servicios del hogar. Otras variables de ajuste incluidas fueron la clasificación de las escuelas y el año de aplicación de las pruebas.

Los resultados de este trabajo señalan que la magnitud del efecto escolar es de 9% para matemáticas y un 12% en lenguaje, controlando las variables de contexto del alumno y nivel socioeconómico de la escuela. A partir de esta información Zorrilla (2008) concluye que los indicadores de varianza explicada pueden señalar que el efecto de la escuela para predecir la efectividad escolar es bastante bajo, pero también indican

que existe una alta homogeneidad entre las escuelas mexicanas e invita a analizar las diferencias encontradas.

Finalmente se presentan los estudios realizados por INEE (2007, 2008), institución que parte de un modelo de eficacia escolar para estimar el efecto escolar y los factores asociados al desempeño. Estos estudios utilizan modelos multinivel de tres niveles: alumno, escuela y entidad federativa.

El estudio del año 2007 fue realizado a partir de los datos de 6° de primaria y 3° de secundaria provenientes de los exámenes de calidad y logro educativo del año 2005. Considera como variables de producto los puntajes en Español y matemáticas y como variables de ajuste el capital cultural escolar (CCE) del alumno y de la escuela, que incluye preguntas sobre la educación de los padres, expectativas de los padres respecto a la educación de sus hijos, la asistencia a cine, la posesión de libros y el acceso a Internet en casa. El CCE de la escuela corresponde al promedio del CCE de los estudiantes.

Los resultados permiten apreciar para primaria un efecto escolar del 20,7% en lenguaje y 24% en matemáticas. En secundaria el efecto escolar es de 15,1% en lenguaje y 14,9% en matemáticas. A partir de estos resultados se concluye que el efecto escolar es mayor en primaria que en secundaria, siendo el efecto escolar mayor para lenguaje que para matemáticas.

Así mismo el estudio de INEE de 2008 tenía como objetivo evaluar la calidad educativa, por lo que estudió el impacto del nivel socioeconómico de los estudiantes y la equidad educativa, presentando por ende, información referida a la magnitud del efecto escolar o sus propiedades científicas.

Este estudio realizado a partir de los datos de PISA 2006, con una muestra de 30.791 estudiantes de 15 años y 140 escuelas, considera como variable de producto el puntaje en la prueba de ciencias y distintas variables de ajuste, en virtud de las hipótesis que pone a prueba. De este modo, en el primer modelo considera sólo las variables del estudiante: nivel de estudios (secundaria o educación media superior); el tipo y comunidad de la escuela (pública o privado, urbana o rural), género y rezago. En el segundo modelo considera las variables de la escuela, tales como: media de nivel socioeconómico de los estudiantes, nivel de la escuela (secundaria o media superior), tipo de escuela: público o privada, autonomía para definir el currículo. El tercer modelo

considera como variables del estudiante: el índice de posesiones en el hogar, tipo de escuela: pública o privado, recursos educativos en el hogar, índice de bienestar familiar, posesiones culturales en el hogar y como variables de la escuela el porcentaje de computadoras para trabajo académico por estudiante, el promedio del tamaño de clase, el número de estratos en los que se dividió la muestra para formar grupos de estudiantes homogéneos, el tipo de comunidad en la que se encuentra la escuela: rural o urbano y la autonomía de la escuela para establecer y evaluar el currículum. Para la definición de las variables de ajuste hizo uso de modelos de ecuaciones estructurales y análisis factorial exploratorio.

El primer modelo reporta un 35,93% de varianza explicada, en el segundo modelo de 23,4%, y el tercero de 36,8%. Si bien los modelos incluyen tanto variables de contexto como de proceso, se proporciona información dado que en todo caso los distintos modelos incluyen las variables que se han considerado en los estudios de efecto escolar, sin embargo no deja de ser un inconveniente el que se sobre-estime la varianza y que no sea estrictamente un estudio para estimar el efecto escolar como tal.

3.5. URUGUAY

Entre los estudios desarrollados para estimar el efecto escuela en Uruguay, destaca el realizado por Piñeros (2006) con el objetivo de determinar los factores que inciden en el rendimiento de 3° grado de primaria en distintas áreas de enseñanza escolar con la información proveniente del censo nacional de aprendizaje realizado en 1999. La muestra estuvo conformada por 36.718 estudiantes y 478 instituciones educativas de los sectores público y privado.

Las variables de producto corresponden a los puntajes en las pruebas de matemáticas, lenguaje, ciencias experimentales y ciencias sociales. La variable de ajuste corresponde al nivel socioeconómico del estudiante y de la institución. A partir de modelos multinivel de dos niveles: alumno-escuela, el porcentaje de efecto escolar neto encontrado para el sector público corresponde al 11% en matemáticas, 9% en lenguaje, 12% en ciencias experimentales, 9% en ciencias sociales. Para los colegios privados se tiene el siguiente porcentaje: 16% en matemáticas, 15% en lenguaje, 12% en ciencias experimentales, 11% en ciencias sociales.

Piñeros (2006) concluye que el efecto escolar neto es similar en los dos sectores educativos, aunque en el sector privado es mayor el efecto del nivel socioeconómico.

3.6. ESTUDIOS REGIONALES

Tres investigaciones de ámbito regional han estudiado la magnitud del efecto escolar, dos de ellas desarrolladas por el laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE), de la OREALC/UNESCO, y la Investigación Iberoamericana sobre Eficacia Escolar coordinado por el profesor Murillo (2007a), esta última se considera en esta revisión pese a que incluye información sobre la península Ibérica, debido a que incluye un buen número de países Latinoamericanos.

3.6.1. Primer Estudio Regional Comparativo y Explicativo. LLECE

Corresponde al primer estudio internacional comparativo que se realizó entre 1996 y 1998, contó con la participación de 13 países: Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Cuba, Chile, Honduras, México, Paraguay, Perú, República Dominicana y Venezuela. Su objetivo estaba orientado al conocimiento del nivel de aprendizaje de los niños de 3º y 4º grado y su relación con variables del contexto familiar y escolar (LLECE, 2006).

Las pruebas estandarizadas fueron aplicadas a 54.589 estudiantes para el área de lenguaje y 54.417 para el área de matemáticas; los cuestionarios dirigidos a estudiantes, padres, docentes e institución se aplicaron a 48.688 estudiantes; 41.088 padres-tutores; 3.675 profesores; 1.387 directores y 1.509 escuelas. El muestreo realizado fue estratificado geográfica y administrativamente, de tal manera que en cada país se aplicó a 100 escuelas y 20 estudiantes por grado.

Para el análisis se emplearon modelos multinivel de dos niveles: alumno y escuela, pese a contar con información para un tercer nivel, correspondiente al país, no se realizó debido a que los modelos presentaron inestabilidad. Se consideraron como variables de producto los puntajes en las pruebas de matemáticas y lenguaje y como variables de ajuste variables individuales y antecedentes familiares. Las variables individuales incluidas en los modelos corresponden a sexo, grado y estatus sociocultural; este último, corresponde a un índice construido por medio de análisis de componentes principales a

partir de las preguntas referidas a educación de los padres, tiempo de permanencia en casa de los mismos, si poseen 0 ó más libros, tipo de familia (monoparental o biparental).

El efecto escolar para la región es de 15,5% matemáticas y de 18,3% en lenguaje, aunque se presentan oscilaciones acorde con los estratos de la escuela megaciudad público/privada y rural (LLECE, 2001). El estudio concluye que al tener controlada la influencia de los antecedentes familiares el puntaje de los alumnos disminuye en todos los estratos de estudio. En general, los resultados indican que la diferencia real se debe, en pequeña medida a los individuos y sus familias y, en gran medida a los procesos escolares.

3.6.2. Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo. LLECE

El segundo trabajo desarrollado por el LLECE, denominado SERCE fue realizado entre los años 2004 y 2008, estuvo dirigido a estudiantes de 3º y 6º grado de educación básica, contó con la participación de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México y su estado Nuevo León, Nicaragua, Panamá, Paraguay, República Dominicana, y Uruguay. El propósito del estudio fue conocer los rendimientos en matemática, lenguaje (lectura y escritura) y ciencias y encontrar las variables de estudiantes, de las aulas y de las escuelas asociados con dichos resultados (OREALC/UNESCO, 2010).

En total participaron en grado 3º, 2.824 escuelas y 94.619 estudiantes en lenguaje, 2.843 escuelas y 9,663 estudiantes en matemáticas. En grado 6º 2.553 escuelas y 90.471 estudiantes en lenguaje; 2.542 escuelas y 91.333 estudiantes en matemáticas y 1.571 escuelas 53.979 estudiantes en ciencias. El muestreo fue aleatorio, estratificado, de conglomerados con una sola etapa de selección, acorde con las variables tipo de gestión, área geográfica, tamaño y relación entre las matrícula de los dos grados.

Como variable de producto se consideró el puntaje obtenido en las pruebas estandarizadas para cada una de las áreas y como variable de ajuste el índice de contexto educativo del hogar para el estudiante y la institución. Este índice incluye preguntas sobre hábitos de lectura en la infancia de los padres, la asistencia al pre-escolar, la participación de los padres en la escuela y la opinión sobre la escuela.

Utilizando modelos de dos niveles alumno y escuela, los resultados del estudio señalan que en contraste con las investigaciones anglosajonas el aporte de la escuela para el conjunto de América Latina y el Caribe es superior al 30% en las áreas evaluadas, con el menor valor para Uruguay con un porcentaje cercano al 5% y el mayor valor para Cuba con valores superiores a 40%. El porcentaje para el conjunto del continente se considera alto, lo cual puede deberse a que en la estimación total los países tienen el mismo peso, cuando países como Cuba o Uruguay tienen resultados extremos (OREALC/UNESCO, 2010).

Resumiendo, el estudio señala que el efecto escolar es mayor para las áreas de matemáticas y ciencias que para lenguaje y concluye que la escuela sí potencia el aprendizaje, pese a que las variables socioculturales de los estudiantes generan desigualdades en su desempeño.

Murillo y Román (2011) llevan a cabo un re-análisis de los datos provenientes de este estudio. Con modelos multinivel de tres niveles: estudiante, escuela y país, y teniendo como variables de ajuste el género, la lengua materna, pre-escolarización, el nivel cultural y socioeconómico de los estudiantes reportan para 3° de primaria un efecto escolar de 21,47% en matemáticas, 17,61% en lectura y para 6° de primaria de 22,29% en matemáticas y 17,80% en lectura. Los autores concluyen que la escuela tiene aún un peso importante en los resultados de los alumnos, y que en Latinoamérica este efecto puede variar en función del país (tabla 3.6).

Un nuevo y reciente re-análisis de los datos de este estudio fue realizado por Cervini (2012). Este autor, a diferencia del estudio original, empleó como variables de ajuste los índices cultural y socioeconómico acorde con la conceptualización de capital cultural y capital económico e incluye además un tercer nivel de análisis: el país. Los resultados del autor informan de los cambios en el efecto escolar, con un porcentaje de 24% para las dos áreas, adicionalmente y en consideración que los datos provenientes de Cuba son atípicos, realiza un modelo excluyendo este país, con lo que obtiene sólo cambios en el efecto escolar para matemáticas, el cual fue de 22,4%. Ahora bien el efecto debido al país reduce la variabilidad, así para matemáticas explica el 15,2% y para lenguaje 12,8%.

TABLA 3.6. EFECTO ESCOLAR EN AMÉRICA LATINA PARA MATEMÁTICA Y LECTURA DE LOS ESTUDIANTES DE 3° Y 6° DE PRIMARIA

	Tercer curso		Sexto curso	
	Matemáticas	Lectura	Matemáticas	Lectura
Argentina	24,05	17,44	23,38	19,95
Brasil	21,04	20,61	21,09	14,12
Colombia	20,15	27,12	25,59	24,48
Costa Rica	6,55	9,42	14,66	12,62
Cuba	48,93	42,93	54,18	37,58
Chile	13,73	9,79	16,09	10,26
Ecuador	18,89	20,35	22,92	25,39
El Salvador	14,96	14,54	12,62	14,05
Guatemala	26,66	23,82	12,22	17,02
Nicaragua	14,03	13,16	11,57	16,94
Panamá	28,75	16,58	21,10	23,45
Paraguay	40,77	30,84	20,57	23,10
Perú	16,63	18,31	23,82	22,25
Rep. Dominicana	12,05	13,28	9,36	14,20
Uruguay	10,77	9,37	12,72	12,31
Total AL	21,47	17,61	22,29	17,80

Fuente: Murillo y Roman (2011)

Las conclusiones del autor señalan la necesidad de considerar el país si se espera tener información cabal sobre Latino América, señala además como los resultados haciendo uso de los índices sociocultural y socioeconómico presentan un mejor ajuste de los modelos en comparación con el estudio original. Señala finalmente como los resultados son “discordantes” con los obtenidos en el estudio original.

3.6.3. Investigación Iberoamericana sobre Eficacia Escolar (IIEE)

Este estudio escolar se realizó con el propósito de contar con información sobre los efectos escolares, sus propiedades científicas y los factores de eficacia escolar para Iberoamérica (Murillo, 2007a). En comparación con los dos estudios regionales incluyó menos países, pero dado que cuenta con características metodológicas propias de un estudio “típico” de eficacia escolar se considera como uno de los más importantes estudios realizados en Iberoamérica.

El estudio se realizó entre 2002 y 2006, contó con una participación total de 5.603 alumnos de 3° de primaria, 248 aulas y sus docentes, 98 escuelas de 9 países: Bolivia, Chile, Colombia, Cuba, Ecuador, España, Panamá, Perú y Venezuela. El muestreo fue intencional buscando la máxima varianza experimental, incluyendo escuelas públicas de distintos niveles de desempeño ajustado por nivel socioeconómico; como también la

representatividad ecológica atendiendo a consideraciones sobre región geográfica, hábitat y tamaño de las escuelas.

En su metodología utiliza modelos multinivel de cuatro niveles: alumno, aula, escuela, sistema educativo. En total aplicó, 17 instrumentos que dan cuenta de distintas variables de producto cognitivo, como son los puntajes en las pruebas de matemáticas y lenguaje y de producto socio afectivo como son el autoconcepto, la convivencia social, el comportamiento y la satisfacción del estudiante (Murillo, 2007a).

Las variables de ajuste corresponden al nivel socioeconómico de las familias e incluye la información sobre sus posesiones, el trabajo de los padres y los recursos en el hogar; nivel cultural de las familias que contiene información sobre la máxima titulación de la madre, el género, procedencia: nativo/inmigrante, lengua materna, rendimiento cognitivo previo, nivel socio-cultural de la escuela obtenido a partir de la información de las familias de los alumnos matriculados (Murillo, 2007a).

Los resultados referidos al efecto escolar en las variables cognitivas se presentan en la tabla 3.6. Se establece que el porcentaje en que la escuela influye en el logro académico cognitivo se encuentra entre 8% y 29%, situándose cercano al 10% cuando se considera el aula, resultado que concuerda con los reportados por Cervini (2010) y pone en evidencia el cambio del efecto escolar en función del número de niveles que se incluyen en el modelo. Se aprecia que el porcentaje es mayor para matemáticas que para lenguaje.

En cuanto a las variables no cognitivas, los resultados con el modelo de cuatro niveles encuentra que el efecto escolar presenta bajos porcentajes, la aportación del aula, es baja o muy baja: del 7,3% en autoconcepto, 6,3% en convivencia social; 1,8% en comportamiento; y nula en satisfacción del estudiante con la escuela. Si se considera un modelo de tres niveles el porcentaje de varianza explicado asciende al 12,0% en autoconcepto; 23,1% en convivencia social, 7,4% en comportamiento, y 5,6% en satisfacción con la escuela.

TABLA 3.7. ESTIMACIÓN DEL EFECTO ESCOLAR PARA LATINOAMÉRICA, 2007

Modelos	Matemáticas			Lengua		
	Aula	Escuela	País	Aula	Escuela	País
Cuatro (alumno, aula, escuela, país)	22,02	10,70	15,52	11,61	8,45	1,44
Tres (alumno, escuela, país)		18,22			13,70	
Dos (alumno escuela)		29,00			29,11	

Efecto escolar expresado en %.

Fuente: Elaboración propia a partir de Murillo (2007a).

El estudio concluye que los resultados del efecto escolar validan los obtenidos en otros estudios realizados en la región, tanto en la estimación del efecto escolar como en el estudio de las propiedades científicas de consistencia y eficacia diferencial. Llama la atención sobre la importancia de realizar estudios de valor agregado, utilizar medidas de logro tanto cognitivo como afectivo y hacer uso de modelos multinivel de cuatro niveles.

3.7. PANORÁMICA GENERAL SOBRE LOS ESTUDIOS EN LATINOAMÉRICA

De la revisión presentada se puede afirmar que la región cuenta con estudios que informan sobre la magnitud del efecto escolar para distintos países de Latinoamérica. A partir de aquí se encuentra que los estudios se llevan a cabo preferentemente en primaria, nueve de ellos se realizaron sólo para este nivel educativo, cinco en primaria y secundaria, tres sólo en secundaria, uno en educación media/bachillerato y uno en los tres niveles de primaria, secundaria y media.

En la tabla 3.8 se presenta un resumen de la información de todos los estudios Latinoamericanos, se incluye el autor, el nivel educativo y los resultados obtenidos. Los resultados señalan que el efecto escolar se encuentra entre 10% y 20% con algunos valores extremos reportados en los estudios del SERCE y Carvallo (2006). No obstante, la mayoría de los estudios se enmarcan en la línea de investigación sobre eficacia escolar y además de estimar el efecto escolar, informan sobre los factores asociados al desempeño en las pruebas. Algunos de los estudios que tenían como objetivo principal estimar el efecto escolar corresponden a los realizados por Cervini (2009, 2010),

Fernández-Aguerre y Blanco (2004), Murillo (2006, 2007a), Murillo y Román (2011), Rodríguez-Jiménez y Murillo (2011) y Zorrilla (2008).

TABLA 3.8. RESUMEN DE LOS ESTUDIOS SOBRE EFECTO ESCOLAR Y SUS PROPIEDADES CIENTÍFICAS EN IBEROAMÉRICA

Autor	Nivel	Resultados
Cervini (2009)	Primaria y Secundaria**	Primaria Matemáticas: 18% - Lengua: 15% Secundaria Matemáticas: 19% - Lengua: 17%
Cervini (2010)	Primaria y Secundaria***	Primaria Matemáticas: 9,40% - Lengua: 8,40% Secundaria Matemáticas: 8,70% - Lengua: 8,10%
Barbosa y Fernández (2001)	Primaria**	Matemática: 22%
Ferrão (2006)	Primaria, Secundaria y Media*	Matemáticas, Lengua, Ciencias naturales y sociales. Entre 7,6% y 35% dependiendo la región
Casas, Gamboa y Piñeros (2002)	Bachillerato*	Matemáticas: 17% (1999) y 6% (2000) Lenguaje: 13% (1999) y 9% (2000) Ciencias Naturales: 20% (1999) y 11% (2000) Ciencias Sociales: 14% (1999) y 10% (2000)
Rodríguez-Jiménez y Murillo (2011)	Primaria y Secundaria*	Primaria: Matemáticas: 5,97% - Lectura: 22,70% Secundaria: Matemáticas: 15,68% - Lectura: 22,70%
Correa (2004)	Bachillerato*	Puntaje total: 17%. Sólo la ciudad de Cali-Colombia
Restrepo y Alviar (2004)	Bachillerato*	Puntaje total: 40%- Solo el departamento de Antioquia-Colombia
López (2012)	Bachillerato*	Tres décadas a partir de los 80. Puntaje total: entre 20% - 35%. Matemáticas: entre 16% - 25%. Lenguaje: entre 26% - 32%.
Lastra (2006)	Primaria*	Matemáticas y Lenguaje 30%
Fernández-Aguerre y Blanco (2004)	Primaria**	Matemáticas: entre 22% y 36% - Español: entre 19% y 29% Reporta estabilidad del efecto escolar.
Carvallo, Casa y Contreras (2007)	Primaria y Secundaria**	Primaria Matemáticas: 14,88% - Lectura: 15,75%
Carvallo (2006)	Secundaria*	Matemáticas: 21% al 56% - Lenguaje: 32% al 68% Ciencias: entre el 18% y 61% - Promedio: entre el 29% y el 57%.
Blanco (2008)	Primaria*	Matemáticas: 11% - Lectura: 15,8% Reporta Eficacia Diferencial debida al: Género, capital familiar y trabajo
Zorrilla (2008)	Secundaria*	Matemáticas: 9% - Lengua: 12%. Consistencia entre áreas: $r=0,87$ Reporta Eficacia Diferencial debido al género y grado
Instituto Nacional de Evaluación de la Educación - INEE (2007, 2008)	Primaria y Secundaria (2007)** Secundaria (2008)**	Primaria Matemáticas: 24% - Español: 20,7% Secundaria

		Matemáticas: 14,9% - Español: 15,1% Ciencias: entre 35,93 y 36,8% depende de variables de ajuste
Piñeros (2006)	Primaria*	Matemáticas: 11% (público) y 16% (privado) Lenguaje: 9% (público) y 15% (privado) Ciencias Experimentales: 12% (privado y público) Ciencias Sociales: 9% (público) y 11% (privado)
LLECE (2006)	Primaria*	Matemáticas: 15,5% - Lenguaje: 18,3%
LLECE-SERCE (2010)	Primaria*	3º grado: Matemáticas: entre 5% y 49%, Lectura: entre 4% y 40% 6º grado: Matemáticas: entre 5% y 51%, Lectura: entre 5% y 36%, Ciencias: entre 5% y 56%
Murillo y Román (2011)	Primaria**	3º grado: Matemáticas: 21,47% - Lectura: 17,61% 6º grado: Matemáticas: 22,29% - Lectura: 17,80%
Cervini (2012)	Primaria**	Matemáticas: 24,4% - Lengua: 24%
Murillo (2007)	Primaria***	Matemáticas: 10,70% - Lengua: 8,45% Autoconcepto: 7,3% - Convivencia Social: 6,3% - Comportamiento: 1,8% Consistencia entre áreas: $r = 0,5$ Satisfacción con la escuela y Matemáticas: $r = 0,26$ Satisfacción con la escuela y Lenguaje: $r = 0,40$ Reporta Eficacia Diferencial debida al género y rendimiento previo

Notas: * Dos niveles: estudiante-escuela.

** Tres niveles: estudiante-aula/profesor-escuela.

*** Cuatro Niveles: estudiante-aula-escuela-país

Fuente: Elaboración propia.

Llama la atención el reducido número de estudios que realizan la estimación de las propiedades científicas del efecto escolar. Y al igual que en las revisiones de los estudios en Estados Unidos, Reino Unido, Países Bajos, Australia y España se encuentra para Latinoamérica la preponderancia de estudios que incluyen sólo variables cognitivas. Son dos los estudios iberoamericanos los cuales consideran variables socioafectivas, los realizados por Murillo (2007a) y por Murillo y Hernández-Castilla (2011), en los resultados reportan porcentajes inferiores al 7%, lo que además de cuestionamientos frente al papel de la escuela en el desarrollo integral de los alumnos, de cara al futuro deja entrever una importante línea de investigación.

En relación con la muestra, se encuentra que los estudios se realizan a partir de la información de aplicaciones nacionales realizadas para monitorear la calidad del sistema educativo, por tanto, son muestras representativas a nivel de ciudad, región y país, constituyendo excepciones los estudios de Lastra (2006) y Murillo (2007a) en las cuales el muestreo se corresponde con el objetivo de estudio.

En esta línea se encuentra diferencia en las variables de ajuste más que en las de producto, en estas últimas siguen primando los resultados en pruebas estandarizadas de matemáticas y lenguaje y en menor medida de ciencias Naturales y ciencias Sociales. Solo el estudio de Murillo (2007a) considera variables de producto afectivas.

En relación con las variables de ajuste, se aprecia que se utiliza principalmente el nivel socioeconómico del estudiante y de la institución. La primera variable en su mayoría es expresada como un índice que se construye a partir de distintas preguntas sobre las condiciones socioeconómicas del estudiante y su familia; la segunda variable corresponde al promedio del índice socioeconómico calculado a partir de la información de todos los estudiantes. Es de resaltar que esta variable es la que se incluye en todos los estudios que buscan estimar el aporte de la escuela. Otras variables que se han considerado en la estimación del efecto escolar han sido el nivel cultural familiar, el género, la lengua materna y el rendimiento previo.

Las variables de ajuste referidas a lo socioeconómico y cultural se construyen a partir de las respuestas a los cuestionarios diligenciados por los estudiantes o sus familias. Ello se realiza a través de herramientas estadísticas como componentes principales, análisis factorial, ecuaciones estructurales o el modelo de Rasch, en que cada variable se transforma en una variable continua. Con menor frecuencia se usa la sumatoria simple de las distintas variables, previamente convertidas en variables dummy. Se concluye que existe variedad en las preguntas y en la construcción de los índices, lo cual afecta los resultados de la estimación (Carvallo, 2006).

En consideración a la importancia de las variables de ajuste, se señala que en los estudios de 2010 para Argentina y SERCE se puede encontrar una sobre-estimación de la varianza explicada debido a la inclusión de variables de proceso, en el primero caso, al considerar la variable repitencia y en el segundo, al incluir las variables referidas a la participación de los padres en las actividades escolares.

En los estudios que solo consideran las variables de ajuste del estudiante o solo variables de naturaleza socioeconómica se puede sub-estimar la varianza explicada, tal es el caso de los estudios de Barbosa y Fernandes (2001) en Brasil, Piñeros (2006) en Uruguay, Casas, Gamboa y Piñeros (2002) en Colombia, y LLECE (2001) para una mirada Regional. Por otra parte, en el caso del estudio de Ferrão (2006) en el Brasil se

resalta que se considere que cuando dos variables están correlacionadas representan el mismo fenómeno y por ende, es suficiente contar con la información de solo una de ellas, por lo que es necesario revisar si a pesar de esta consideración, conceptualmente se corresponden con un mismo fenómeno.

De igual forma, se destaca del estudio de Casas, Gamboa y Piñeros (2002) la elaboración del índice socioeconómico, a pesar de ser la única variable de ajuste incluida y de los estudios de Rodríguez-Jiménez y Murillo (2011) y Zorrilla (2008) el uso de variables de ajuste acorde con los estudios sobre efecto escolar, para el segundo caso es relevante señalar que es uno de los trabajos, en conjunto con el de Cervino (2010), que estudia las propiedades científicas del efecto escolar.

En cuanto al número de niveles de análisis se evidencia que la mayoría de estudios realiza el modelamiento con modelos multinivel de dos niveles: alumno-escuela; los estudios de Cervini (2009, 2010) y Murillo (2007a) son los únicos estudios que emplean cuatro niveles y señalan la importancia de modelar con más de dos niveles e incluir el aula, teniendo en cuenta que se afecta la magnitud del efecto escolar.

Con todo lo anterior es posible afirmar que en la región se ha avanzado en la investigación sobre efecto escolar, con lo que se ha reconocido que la escuela en Latino América tiene un importante papel y que puede contribuir a disminuir la inequidad existente. Con todo ello, se señala que aún falta un mayor número de investigaciones y en un buen número de países de la región. De este modo y acorde con Murillo (2005a; 2007b) se considera que en relación con el efecto escolar es necesario avanzar en estudios que:

- Incluyan varios ciclos de formación: primaria, secundaria y educación media.
- Tengan en cuenta como variables de producto las medidas socio-afectivas.
- Determinen cómo se afecta la estimación del efecto escolar en función de los índices contruidos como variables de ajuste.
- Incluyan el aula en los modelos multinivel.
- Investiguen las propiedades científicas del efecto escolar.
- Hagan uso de distintas herramientas de análisis.

Capítulo 4.

PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR

La línea de trabajo sobre efecto escolar ha avanzado en la estimación de la magnitud de los efectos escolares y en el estudio de sus propiedades científicas. Los investigadores se han centrado en cuatro propiedades (Murillo, 2005a) a saber: consistencia, estabilidad, eficacia diferencial y continuidad en el tiempo. Investigadores como Reynolds y cols (2011) consideran la magnitud como una propiedad, sin embargo, en el presente trabajo y debido su importancia, se dedican los capítulos dos y tres a presentar los distintos estudios realizados con este propósito y el presente capítulo se dedica a las investigaciones referidas al estudio de las propiedades científicas del efecto escolar.

En los siguientes apartados se presentan los principales estudios realizados tanto en primaria como en secundaria. Para la consistencia y la estabilidad se señalan las medidas de producto a partir de las cuales se calculan los coeficientes de correlación y se indica la magnitud de los mismos. Para la eficacia diferencial se presentan los estudios en función del género, la etnia, el logro previo, el tipo de escuela, el nivel socioeconómico y en el caso de continuidad en el tiempo se refieren dos estudios ilustrativos.

Es importante anotar que dado que algunos de estos estudios ya han sido presentados en los capítulos dos y tres, sólo se reporta la información referida a los resultados de las propiedades científicas. El capítulo finaliza con un apartado en relación con el avance y las perspectivas de estudio de las propiedades científicas.

4.1. CONSISTENCIA

La consistencia da cuenta de la relación entre diferentes medidas de producto. Para esta propiedad se encuentra un buen número de estudios tanto en primaria como en

secundaria, siendo predominante la correlación entre medidas de producto cognitivas correspondiente a las áreas de matemáticas y lenguaje y, en menor número, a la consistencia entre medidas cognitivas y socio-afectivas. En atención a que las características de la organización escolar en cada ciclo educativo guardan relación con los resultados de la estimación de esta propiedad, en este apartado se presentan los estudios acorde con el ciclo escolar y se finaliza con la presentación de los estudios que correlacionan variables de producto cognitivas y socio-afectivas que tiene menor número de investigaciones y resultados menos concluyentes.

4.1.1. Estudios en Educación Primaria

El estudio realizado por Mandeville y Anderson (1987), realizado con el objetivo de conocer la consistencia del índice de efectividad escolar en función del grado y la materia, empleó como índice de efectividad escolar los residuos de regresión en concordancia con lo planteado por Dyer (1970). La muestra estuvo conformada por 2.083 estudiantes de 423 colegios del Sur de Carolina de 1° a 4° grado de primaria, las variables incluidas corresponden a la beca de comedor y los puntajes en distintas pruebas, como la de habilidades básicas de comprensión del Sur de Carolina con las subpruebas para matemáticas y lectura (CTBS/RM), la batería de habilidades cognitivas (CSAB) y los test referidos a criterio desarrollados para el programa de habilidades básicas del Sur de Carolina con las subpruebas para matemáticas y lectura (BSAP/RM).

Las variables de producto de 1° a 3° grado correspondieron a los puntajes en BSAPR/M, mientras que para 4° grado correspondió a los puntajes en CTBS. Como variables predictoras se consideraron la beca de comedor, los puntajes en CSAB en primer grado y los puntajes en BSAR/RM de 2° a 4° grado. Haciendo uso de modelo de regresión, a partir de datos agrupados tomando la media de la escuela para el análisis, los resultados señalan para lectura un porcentaje mayor de varianza explicada (entre 48% y 76% entre 1° y 4° grado) y una predicción más precisa en comparación a los resultados en matemáticas (entre 34% y 50% entre 1° y 4° grado).

Para garantizar la fiabilidad y las decisiones sobre la consistencia, se realizaron correlaciones entre dos submuestras tomadas aleatoriamente, haciendo la corrección por el tamaño de la muestra. Los resultados de la correlación por área entre las submuestras permiten apreciar que matemáticas es más estable que lenguaje, al hacer la corrección

para la muestra total se reporta una mediana de 0,86 y 0,78 respectivamente. El índice de correlación entre matemáticas y lenguaje para la muestra total se ubicó entre 0,63 y 0,70. Posteriormente para dicotomizar la variable, los colegios fueron clasificados en dos categorías tomando como referencia el índice de eficiencia escolar superior a 1, finalmente se realizó la correlación *Kappa* entre las dos muestras, teniendo como resultado que el índice varía entre 0,33 y 0,58.

Los autores estimaron también el índice de correlación entre los residuales de grados diferentes, encontrando correlaciones bajas para las dos áreas, entre 0,08 y 0,16, a partir de lo cual, además de reconocer el efecto escolar, concluyen que los residuos entre los puntajes obtenidos por los estudiantes del mismo grado en las dos áreas evaluadas son consistentes, aunque no así entre grados.

Por su parte el estudio realizado por Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988) concluye que existe correlación significativa aunque no fuerte entre matemáticas y lectura (0,41) y escritura y matemáticas (0,28), lo que permite afirmar que los colegios que promueven los progresos en una de ellas tienden a promover también los progresos en la otra. Un re-análisis de esta información reporta una mayor correlación entre matemáticas y lectura (0,61) (Sammons, Nuttall y Cuttance, 1993). Estos resultados se corresponden con los reportados en Holanda por Bosker (1989) con datos provenientes de educación primaria quien refiere correlaciones moderadas con coeficiente de 0,47 entre distintos grados para Aritmética y lenguaje; aunque evidencian menor consistencia de la reportada por Bosker y Scheerens (1989) quienes en el resumen que realizan señalan que en general los coeficientes de consistencia entre áreas se encuentran entre 0,70 y 0,75 y entre medidas de criterio entre 0,00 y 0,05. Las altas correlaciones entre las áreas guardan relación con el hecho que un solo profesor imparta las asignaturas; en referencia a los bajos valores de la consistencia debida a los criterios, los autores hacen un llamado de atención sobre la importancia de elegirlos adecuadamente.

4.1.2. Estudios en Educación Secundaria

Willms y Raudenbush (1989), en el estudio longitudinal realizado para determinar la estabilidad de los efectos escolares, se ocupan de la consistencia entre áreas reportando para efectos tipo A correlaciones entre 0,46 y 0,73 y para los efectos tipo B un rango entre 0,19 y 0,71. Con lo cual es posible afirmar que existe consistencia entre las áreas.

Bosker y Scheerens (1989) a manera de resumen sobre la magnitud de la consistencia, reportan coeficientes de correlación entre 0,45 y 0,75 para las áreas y entre 0,35 y 0,70 entre distintas variables de criterio. Las correlaciones reportadas entre las áreas sugieren que existe la tendencia en los colegios a que si tienen éxito en un área puede tenerlo en todas las demás (Willms y Raudenbush, 1989), señalan además que los menores índices de consistencia entre las áreas para secundaria en comparación a primaria, puede estar indicando un efecto debido al profesor. La mayor correlación entre las variables de criterio en secundaria respecto a primaria sugieren que estas medidas cuentan con mejores mediciones en este ciclo escolar.

Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997), quienes realizaron un estudio longitudinal desde 1990 hasta 1992 con modelos de dos y tres niveles, reportan índices de correlación entre 0,25 (literatura inglesa y francés) y 0,75 (puntaje total e inglés) entre los residuales de las áreas. En atención a que los resultados son similares a los obtenidos en un estudio anterior que consideró la información proveniente de un solo año, los autores concluyen que existen diferencias substanciales entre las áreas para los diferentes colegios, lo que les permite afirmar que las diferencias entre los colegios se deben más a las características de los profesores que al nivel o grado académico de los estudiantes.

Por otra parte, los estudios de Cuttance (1987), Thomas y Mortimore (1996) y Thomas, y Goldstein (1994) señalan una correlación moderada entre inglés y Aritmética con índices de correlación entre 0,46 y 0,48. En esta misma dirección se encuentran los hallazgos Tizard, Blatchford, Burke, Farquhar y Plewis (1988) y Fitz-Gibbon, Tymms, y Hazlewood (1990).

Con índices menores a los reportados, el estudio de Goldstein y Rasbash (1993) plantean cuestionamientos en relación a esta propiedad. Este estudio realizado con 5.748 estudiantes de 66 colegios de secundaria de Londres, consideró como variables de ajuste el rendimiento previo, medido con la prueba de lectura de Londres y el puntaje en la prueba de razonamiento verbal, además del género y la religión de la escuela; como variables de producto considero los puntajes en matemáticas e inglés del certificado general de educación secundaria (GCSE).

Haciendo uso de modelos multinivel de tres niveles se encuentra que existe poca relación entre el desempeño en matemáticas e inglés, con un coeficiente de correlación de 0,29, de tal manera que la escuela con los mayores residuales en inglés tiene residuales promedios en matemáticas. Los autores concluyen que el ordenamiento de los colegios depende de las variables de ajuste del estudiante y de las materias o aspectos curriculares que se evalúan, sin tener evidencia de la consistencia entre las áreas.

En contraste, los estudios realizados en Iberoamérica reportan consistencia entre las áreas. La investigación realizada por Murillo (2007a) encuentra consistencia moderada, con una correlación cercana a 0,5 entre matemáticas y lengua. Desde México el estudio realizado por Zorrilla (2008) reporta alta consistencia entre las áreas de matemáticas y lenguaje, con correlaciones de 0,86 para el año 2002 y 0,87 para el año 2003, la consistencia permanece entre las áreas cuando se compara tipo de institución y titularidad de la mismas, alcanzando correlaciones de 0,92 para el año 2003 en las instituciones privadas. Asimismo en Argentina, el estudio de Cervini (2010) reporta correlaciones altas (0,78) entre las áreas de matemáticas y lengua, aunque señala que la magnitud es menor respecto a la encontrada en primaria (0,80).

A manera de conclusión y siguiendo a Murillo (2005a) a partir de los resultados de las investigaciones se afirma que en general *“la consistencia de los efectos entre las áreas es moderado”*, con correlaciones cercanas a 0,50, siendo por ello necesario incluir en los estudios un mayor número de áreas como variables de producto. Por otro lado, en consideración a que existen diferencias debidas a las áreas es posible afirmar que el efecto escolar no tiene naturaleza unidimensional (Kyriakides, 2004).

4.1.3. Consistencia entre medidas cognitivas y socio-afectivas

En referencia a los resultados relacionados con distintas medidas de producto, tales como la actitud o el autoconcepto, se encuentran los estudios realizados por Rutter y cols. (1979) que reportan correlaciones positivas con un rango que varía entre 0,23 y 0,65 para la relación entre la efectividad académica y la social y cercana a 0,80 entre la asistencia y la delincuencia. Los resultados del estudio de Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988) encuentran asociaciones positivas y significativas entre el desempeño en Escritura y actitud hacia la lectura, desempeño en Escritura y asistencia y entre autoconcepto y desempeño en matemáticas, concluyendo que las medidas cognitivas y

afectivas son independientes, y llaman la atención sobre la necesidad de contar con medidas de diferente naturaleza.

Otros estudios, como los desarrollos por Opdenakker y Van Damme (2000) y Thomas (2001) señalan que los efectos escolares son mayores para los resultados cognitivos que para los afectivos, lo cual puede deberse a que reciben menor énfasis en el currículo y además su medición es menos precisa (Reynolds y cols, 2011).

En Iberoamérica el estudio de Murillo (2007a) reporta índices de correlación entre autoconcepto y convivencia social de 0,32, y de 0,26 y 0,40 entre la *satisfacción con la escuela* y las áreas de matemáticas y lenguaje, respectivamente.

En general y siguiendo a Reynolds y cols (2011) se encuentra consistencia aceptable entre las áreas, con correlaciones de mayor magnitud en primaria que en secundaria, las cuales oscilan entre moderadas y altas. Dado que existen pocas investigaciones sobre la relación entre variables no cognitivas y entre éstas y las cognitivas, los resultados se consideran poco concluyentes.

4.2. ESTABILIDAD

La propiedad denominada estabilidad está referida a la duración del efecto escolar en función de las áreas y grados e implica estudios longitudinales o transversales con medidas repetidas. Esta propiedad cuenta con un mayor número de estudios en secundaria; los resultados permiten concluir frente a la permanencia del efecto escolar en relación con la maduración y el desarrollo de los estudiantes, los docentes, las áreas académicas, la organización escolar y las políticas educativas.

4.2.1. Estudios en Educación Primaria

De la misma manera que la consistencia, los primeros estudios fueron realizados por Mandeville y Anderson (1987) y por Mandeville (1988) quienes señalan coeficientes bajos entre grados. El primer estudio reporta correlaciones entre 0,52 y 0,33 entre cohortes para 1º y 4º grado de primaria respectivamente, el descenso es interpretado como inestabilidad debida a la maduración y el desarrollo de los niños.

Al igual que en la consistencia, Bosker y Scheerens (1989) resumen los hallazgos para primaria, reportando coeficientes entre 0,35 y 0,65 para diferentes cohortes (años) y entre 0,10 y 0,65 para los grados.

4.2.2. Estudios en Educación Secundaria

En Holanda, Bosker y cols. (1988, citado por Bosker y Scheerens, 1989) reportan correlaciones entre 0,40 y 0,80 entre los grados, aunque señalan que estos resultados pueden estar sobre-estimados por la dependencia entre las observaciones, debido a que se miden los mismos estudiantes en los grados y la variable de criterio es acumulativa a lo largo de los años.

En Estados Unidos destaca el estudio realizado por los investigadores Willms y Raudenbush (1989). Este estudio en relación a la estabilidad de los efectos escolares en el tiempo, reporta para los efectos escolares tipo A un índice de correlación entre 1980 y 1984 de 0,87 en el puntaje en el examen total; 0,13 en matemáticas y 0,73 en inglés. Para el efecto escolar tipo B reporta un índice de correlación de 0,70 en el puntaje en el examen total; -0,013 en matemáticas y 0,79 en inglés, dado que estos resultados corresponde a la interacción entre el tiempo y la escuela, concluye que los colegios evidencian inestabilidad debido a las áreas. Los autores consideran que puede influir en los resultados la rotación de profesores y de directores, lo que quizá modifique la estructura organizacional y las prácticas, sumado a las reformas educativas, que en muchos casos tienen corto tiempo de duración.

Bosker y Scheerens (1989) señalan que el estudio de la estabilidad entre grados y asignaturas constituye un tópico de interés en atención a que podría mostrar de forma más clara la efectividad de la enseñanza y la especificidad de la misma, es decir si es la clase, la materia o el profesor como tal el responsable de este resultado. Los autores presentan un resumen de los resultados de estabilidad, reportando para secundaria correlaciones para distintos cohortes (años) entre 0,70 y 0,95 y entre grados de 0,25 y 0,90.

En relación a la estabilidad entre grados, los autores proponen dos alternativas de explicación según se traten de correlaciones altas o bajas, en el primer caso se deberían al efecto acumulativo, con el paso de los años los colegios tienden a compensar las diferencias anuales en el logro y evidencian pequeñas diferencias año tras año en el

resultado total (Goldstein, 1997); mientras que en el segundo caso es posible considerar la teoría de contingencia, de acuerdo con la cual las instituciones deben adaptarse a las circunstancias externas y al hacerlo realizan modificaciones que las vuelven inestables en sí mismas.

Otros estudios, como los realizados por Fitz-Gibbon (1991) o Luyten (2004), señalan la importancia de observar de manera independiente las áreas y determinar la existencia de variación en el tiempo, porque aunque los efectos por el paso de tiempo pueden ser modestos, los resultados entre las áreas pueden variar de forma significativa.

En relación con la estabilidad del efecto escolar, Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997) encontraron correlaciones entre 0,38 y 0,92. El área con menor estabilidad fue la de francés, con correlaciones entre 0,38 y 0,57 y la más estable historia, con correlaciones entre 0,71 y 0,92, en general, los autores señalan mayor estabilidad para el puntaje total que para los puntajes por áreas. A pesar de encontrar amplia estabilidad en algunas áreas, las correlaciones indican que existe algún grado de cambio substancial en algunos colegios, por lo que sugieren mirar los resultados en un tiempo mayor.

Complementando la información, dichos autores en este mismo año, reportan el estudio realizado para conocer la estabilidad de los resultados en el GCSE en las distintas asignaturas. El estudio longitudinal comparó los datos desde 1990 hasta 1992. La muestra corresponde a un total de 17,850 estudiantes provenientes de 69 colegios para el año 1990, 94 de 1991 y 77 de 1992 de la ciudad de Londres y reporta diferencias significativas entre los colegios aunque no en todas las asignaturas, solo entre inglés, literatura Inglesa y matemáticas. Para estas tres asignaturas los colegios mostraron tendencias a incrementar o reducir con el tiempo su puntaje en GCSE. Los autores concluyen que existen diferencias en las áreas a través del tiempo.

Sobre esta propiedad, el estudio de Mangan, Pugh y Gray (2005) realizado en Reino Unido señala hallazgos llamativos, apreciándose entre los colegios una tendencia general a presentar mejores resultados con el tiempo, evidenciando cambios significativos entre los años, aunque con poca evidencia de que las escuelas tengan mejorías estables. Este estudio realizado en Londres con el objetivo de conocer las trayectorias y los cambios sobre el tiempo de las instituciones educativas y poder hacer

predicciones sobre las mismas, tomó como muestra 541 colegios de secundaria, teniendo como variable de análisis los puntajes en el GCSE para 10 años consecutivos desde 1992 y 2001, esta prueba incluye inglés, matemáticas, ciencia, lenguaje, historia, geografía, diseño y nuevas tecnologías, aunque no todos los estudiantes las presentan dado que los colegios de acuerdo a su énfasis pueden elegir las áreas preferentes, las puntuaciones en la prueba se encuentran entre A y G siendo la primera la más alta, para el estudio se eligieron los datos provenientes de las cinco categorías más altas.

Haciendo uso de la herramienta estadística denominada Análisis de Series de Tiempo y construyendo trayectorias sobre el tiempo y modelos dinámicos, encuentran que las tasas de cambio absoluto en este periodo no muestran grandes incrementos, entre 0,06 y 0,0124; la tasa de mejoramiento se encuentra entre 1,2 y 5,9. El análisis realizado, acorde con la distribución geográfica de los colegios ilustra que éstos tienen patrones diferentes de mejoramiento, los cuales son recurrentemente inestables, así el 63% de los colegios presentaron en tres o más años un descenso en el número de estudiantes que se ubicaron en los niveles más altos de puntuación.

Los resultados referidos al efecto del desempeño previo señalan que los colegios se ven afectados positivamente por su desempeño en el pasado, aunque este efecto disminuye rápidamente, para el primer año el coeficiente correspondiente al modelo dinámico señala un valor de 0,52 al considerar un año previo, el cual desciende a 0,21 cuando se consideran dos años previos.

En relación a la posibilidad de predicción, se encuentra que para el 95% de los colegios que el modelo formulado para hacer las predicciones, en el cual fueron considerados el género del estudiante y el tipo de administración de la escuela, presenta diferencias en el cambio de dirección entre lo actual y lo que se predice para tres o más años, con lo que el modelo no se considera fiable para cumplir con este propósito.

A partir de estos resultados los autores concluyen que los patrones no son estables en el tiempo y eso dificulta hacer predicciones; la estabilidad se presenta en periodos cortos de tiempo siendo al parecer el periodo crítico el tercer año, con lo que no se puede concebir que la mejora corresponda a un proceso acumulativo.

En resumen, se presenta mayor estabilidad para resultados generales y menor para las áreas, se considera imposible de obtener la estabilidad absoluta debido a que las

instituciones educativas son organizaciones dinámicas que están cambiando, consideración que ha sido demostrada empíricamente.

Para esta propiedad Murillo (2005a) señala la necesidad de realizar más estudios en primaria, mientras que Kyriakides y Tsangaridou (2008) abogan por incluir la eficacia del profesorado y el efecto del cambio docente.

4.3. EFECTO DIFERENCIAL

La eficacia diferencial permite tener información sobre la eficacia de la escuela en distintos grupos de alumnos, con lo que se puede determinar si la escuela es igualmente eficaz sin importar las características de los alumnos. Se ha estudiado principalmente en relación con la raza o la etnia, aunque también han sido incluidas variables como el género, la clase social y el logro previo; por otra parte se ha estudiado las variables de la escuela, así una vez se cuenta con modelos ajustados por las variables del estudiante, se estudia el efecto del tipo de la escuela bien sea público vs privado o laica vs religioso. A continuación se presentan los principales estudios desarrollados para conocer la eficacia diferencial de la escuela.

El primer reporte sobre el particular proviene del informe Coleman (Coleman y cols. 1966), que se complementó posteriormente con el informe Swann (1985). En ellos se señala que los estudiantes de raza negra tienen desempeños más bajos en comparación con los estudiantes de raza blanca. Resultados que, acorde con NAEP (2005), se mantienen a pesar del paso en el tiempo. Igualmente esto se evidencia el estudio de KewalRamani, Gilbertson, Fox y Provasnik (2007) quienes encuentran que a la edad de 9 años el 41% de los estudiantes blancos evidencia competencia en lectura, frente al 13% de los estudiantes negros, situación que se replica para el caso de matemáticas (47% y 13%, respectivamente).

En la década de los ochenta, los estudios de Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988) y de Smith y Tolimson (1989) resultan ilustrativos. En el primer caso, reportan diferencias debidas a la edad, la clase social y la raza en las medidas de naturaleza socioafectiva. El segundo estudio reporta eficacia diferencial en relación a la etnia y al logro previo. En particular, se reportan diferencias en la prueba de inglés entre los estudiantes que se encontraron por debajo del promedio respecto a los que se ubicaron

por encima del mismo, consignan además, que los colegios pueden ser igualmente exitosos con los estudiante más y menos capaces, sin embargo, un estudiante con un mejor desempeño previo puede tener más ventaja en su desempeño si asiste a una buena escuela.

Por su parte, en el Reino Unido, Sammons, Nuttall y Cuttance (1993) mostraron que los efectos diferenciales en primaria, para estudiantes entre 8 y 10 años, se deben más al logro previo que a las diferencias debidas al género, estatus socioeconómico o etnia. Resultados que en parte son compartidos por Brandsma y Knuver (1989), y Nuttall, Goldstein, Prosser y Rasbash (1989). Estos últimos además de reportar efecto diferencial debido a logro previo, lo reportan en referencia a la etnia, con importantes brechas entre los estudiantes blancos británicos y los estudiantes negros procedentes del Caribe. Los autores llaman la atención sobre la existencia de poco consenso en relación a las diferencias entre los estudiantes debida a estos factores.

Thomas y Sammons (1997) realizaron su estudio con el propósito de obtener información acerca de la eficacia diferencial en los logros académicos en diferentes grupos de estudiantes. El interés se centró en conocer la eficacia diferencial de acuerdo con el género, la etnia, la beca de comedor y el logro previo, medido con la prueba estandarizada de lectura de Londres (LRT) y el puntaje en razonamiento verbal. La variable de resultado correspondió a los puntajes en el GCSE, total y matemáticas, ciencias, inglés, literatura inglesa, francés e historia y como variables de ajuste el género, la edad, la beca de comedor, la etnia y el logro previo.

Haciendo uso de modelos multinivel de tres niveles, estudiante, cohorte y escuela, encontraron fuerte evidencia de efecto diferencial acorde con la clasificación por logro previo y etnia, se encontraron fuertes correlaciones entre las pendientes e interceptos entre LRT y los puntajes en matemáticas y ciencia, con una amplia brecha entre los estudiantes con rendimiento previo más y menos aventajados. Las correlaciones negativas encontradas para las minorías étnicas señalan que los colegios menos efectivos para los estudiantes de puntaje promedio en LRT, mantienen una pequeña brecha entre los estudiantes con desventajas económicas, pero una amplia brecha entre las minorías étnicas comparadas con los estudiantes blancos. Los autores concluyen que

existen diferencias entre los colegios y entre las asignaturas para diferentes grupos de estudiantes.

En la década del 2000 se encuentran los estudios de Kyrikiades (2004), Murillo (2007a) y Zorrilla (2008), estos últimos realizados en Iberoamérica, están referidos principalmente a diferencias por género; los de Haque y Bell (2001) y de Strand (2010), referidos a las minorías étnicas, y los de Levine y Painter (2008), y de Palardy (2008), acorde con la clase social.

Kyrikiades (2004) realizó un estudio para determinar la eficacia diferencial en primaria en los colegios de Chipre. El interés se enfocó en determinar si existía diferencia en la eficacia acorde con la procedencia social y el sexo. La muestra estuvo conformada por 1.664 estudiantes de 58 colegios. Como variable de producto se consideró el puntaje en matemáticas; las variables de ajuste incluyeron rendimiento previo medido a través del puntaje en una prueba de logro y una lista de chequeo diligenciado por el profesor, edad, sexo, escolarización previa y el nivel socioeconómico, este último incluyó situación económica de la familia, educación y ocupación de los padres.

Con modelos multinivel de dos niveles, señala que existe eficacia diferencial debido al logro previo, aunque con efectos modestos, lo que implica que los colegios que fueron más efectivos para los estudiantes con bajo logro, lo fueron también para los estudiantes con mejor logro. Encuentra variaciones no significativas debidas a la interacción entre el sexo y la clase social, por lo que considera que no se presenta eficacia diferencial en virtud de estas dos características de los estudiantes. Kyriakides (2004) invita a realizar estudios longitudinales con interacción entre las variables que puedan brindar una mayor aportación en las propuestas y políticas educativas.

En América Latina, Murillo (2007a) encuentra diferencias en los resultados para matemáticas en función del género y del rendimiento previo. En relación con las variables socioafectivas, se encuentran diferencias entre el comportamiento y el nivel cultural; entre el género, el autoconcepto, el comportamiento y la convivencia social, y sólo para las dos primeras variables cuando se considera si el alumno es o no nativo. Zorrilla (2008) reporta efecto diferencial por género, grado escolar y nivel de escolaridad de los padres.

Strand (2010) realizó un estudio con 534.724 estudiantes de 14.292 colegios de Reino Unido con el objetivo de analizar el tamaño de la brecha étnica de los estudiantes entre 7 y 11 años de edad. Las variables de ajuste consideradas corresponden a edad, grupo étnico (13 grupos diferentes), el género, la beca de comedor, las necesidades educativas especiales, la movilidad y el puntaje previo obtenido a la edad de 7 años. Como variables de producto consideraron los puntajes en la prueba nacional que deben presentar los estudiantes al finalizar la primaria, la cual incluye lectura, escritura, matemáticas y ciencias.

Haciendo uso de análisis multinivel, el autor reporta un 16% de varianza explicada y en relación al efecto diferencial se centran en las diferencias entre los estudiantes británicos blancos y estudiantes negros del Caribe. Para realizar el análisis comparan los 880 colegios que tienen 43.376 alumnos de raza negra con las demás instituciones. Se encuentran diferencias estadísticamente significativas en el desempeño de los estudiantes a la edad de 11 años entre estos dos grupos étnicos, aunque con un tamaño del efecto pequeño.

Ahora bien, al considerar en el análisis sólo los 800 colegios con mayoría étnica negra del Caribe, se encuentran diferencias significativas debidas al logro previo, los estudiantes con desempeño promedio previo evidencian más avances y aumentan las diferencias con los estudiantes que tienen puntajes más bajos o más altos. Se calcularon correlaciones entre los residuales de los dos grupos étnicos, encontrando un coeficiente de 0,97 con lo que se tiene que los colegios más efectivos con los estudiantes de raza blanca, lo son también con los de raza negra.

En este punto el autor llama la atención sobre las diferencias encontradas entre los estudiantes de raza negra provenientes del Caribe y los provenientes de África, porque estos últimos evidencian más progresos durante la primaria. Los autores consideran que estas diferencias se explican a partir de las condiciones de la inmigración y también en atención a las diferencias culturales, teniendo en cuenta que los padres de este segundo grupo de estudiantes son más cualificados en educación y tienen mayores aspiraciones educativas para sus hijos.

Finalmente, concluye que los colegios si pueden hacer la diferencia, pero que a pesar de ello se comprueba que pueden llegar a ser igualmente eficaces o ineficaces para los

distintos grupos étnicos, en particular negros y blancos, y las diferencias que se encuentran en desempeño a pesar de no ser significativas se pueden explicar por factores que van más allá de la escuela, con lo que se invita a concentrar la investigación más en las diferencias al interior de las escuelas, que entre las escuelas.

Asimismo, el estudio de Palardy (2008) se planteó con el objetivo de observar el efecto escolar debido a la interacción entre clase social y las características de los estudiantes y de los colegios. La muestra estuvo conformada por 779 escuelas públicas de secundaria, las cuales fueron divididas en tres grupos de acuerdo a la composición de clase social, teniendo como resultado 112 escuelas de clase social baja, 550 de clase media y 117 de clase alta. Para balancear los tamaños de los grupos de escuelas, se seleccionaron probabilísticamente 115 escuelas del grupo de clase media. La muestra final incluyó datos de 5.326 estudiantes de las 344 escuelas en total.

La variable dependiente correspondió al puntaje compuesto de cuatro áreas (matemáticas, lectura, ciencias e historia). Las variables independientes refieren a factores de los estudiantes y a las escuelas. En el nivel estudiante hay tres tipos de variables: demográficas (codificación de raza), antecedentes familiares (nivel socioeconómico y estructuras familiares no tradicionales) y antecedentes académicos (grados auto-reportados, planes para terminar la universidad, retención entre el primero y octavo grado, transferencia de escuela durante los grados 10-12 y deserción escolar durante los grados 10-12 entre otras).

En el nivel escolar se consideraron cuatro tipos de variables: composición de los estudiantes (por ejemplo, variación en el nivel socioeconómico, proporción de estudiantes retenidos en un grado anterior y promedio de aspiraciones de los padres para sus hijos), estructura escolar (por ejemplo, ubicación urbanística, tamaño de la escuela – representado en intervalos de número de estudiantes recursos escolares (por ejemplo, salario promedio de los maestros), prácticas y procesos escolares (por ejemplo, proporción de estudiantes que reportaron sentirse inseguros en la escuela, proporción de estudiantes en temas académicos, proporción de estudiantes que perciben las políticas de disciplina escolar como justas, proporción de profesores calificados como excelentes por el director).

Los resultados presentan una descripción para los estudiantes acorde con la clase social a la que pertenecen, la cual considera aspectos como la repitencia, deserción, expectativas, ocupación de los padres, ubicación de la escuela y estrategias y recursos escolares. En relación con el efecto diferencial, reportan resultados solo para la etnia asiática en las escuelas de clase social alta; es decir, los estudiantes asiáticos aprendieron significativamente más que los estudiantes blancos, aunque no así en las escuelas de clase social baja y media. Por otra parte, se encuentra que el nivel socioeconómico familiar tuvo una significativa asociación positiva con el aprendizaje para las escuelas de clase social alta (0,67) pero no para las escuelas de clase media (0,30) y baja (0,25).

En cuanto a la eficacia diferencial en relación con el tipo de escuela, se encuentran el estudio de Bryk y Raudenbush (1992) y el de Lee y Bryk (1989). En el primero de ellos, los autores reportan que los colegios públicos y privados de secundaria en Estados Unidos presentan eficacia diferencial debida al logro previo y el estatus socioeconómico. Las diferencias para los estudiantes de clase social baja, resultaron ser dos veces más grandes que para los estudiantes de familias de clase media.

El estudio de Lee y Bryk (1989) tenía como objetivo determinar el impacto en el logro de los estudiantes de la educación católica comparada con la educación pública, a partir de una submuestra de 160 colegios de secundaria. Haciendo uso de modelos multinivel, que incluyó como variable de ajuste la organización académica de los colegios, encuentra que la relación entre la clase social y el logro fue más baja en colegios católicos, a partir de lo cual concluye que la organización y el ambiente de la escuela tienen un importante impacto en la distribución social del logro.

El estudio de Dronkers y Avram (2010) también arroja información relevante sobre la relación entre la naturaleza pública y privada de los establecimientos educativos y el logro académico. Para cumplir con su objetivo tomaron los datos provenientes de PISA de 2003 y 2006 para todos los países de Europa, Canadá, Noruega, Chile y Argentina, Hong Kong, Indonesia, Corea y Tailandia. Estos investigadores usaron el método de igualación de la puntuación de propensión, según el cual asignan a cada estudiante la probabilidad de estudiar en una u otra escuela de acuerdo con su contexto y posteriormente se comparan con sus iguales, que a pesar de tener mayor probabilidad de

estar en un centro educativo cursan sus estudios en otro centro, es decir, estudiantes que podrían estudiar en la escuela privada lo hacen en una escuela pública.

La variable de resultado corresponde a los puntajes en lectura y como variables de control consideraron género, estatus migratorio, posesiones culturales, riqueza, educación y ocupación de los padres.

Los investigadores presentan la caracterización de los perfiles de elección de la escuela privada por grupos de países señalando que existe mucha variación entre éstos. Reportan como resultados de la investigación la inexistencia de correlación entre el nivel del país, la elección de la escuela y la efectividad. Además no encuentran diferencias significativas para los puntajes en lectura entre los colegios públicos y los privados, aunque se puede apreciar para algunos países que los colegios privados tienden a presentar mejor efectividad que los públicos una vez ajustados por las variables de control.

Finalmente, señalan como importante al estudiar este aspecto de la eficacia diferencial, el desconocimiento y difícil medida del proceso de selección que los padres realizan para optar por una escuela pública o una privada e invitan a realizar más estudios transculturales que ayuden a obtener conclusiones más contundentes sobre la eficacia de los colegios debido a su naturaleza.

En general, es posible afirmar que en comparación con la consistencia o la estabilidad, el estudio de la eficacia de los colegios en función de los diferentes grupos de estudiantes ha recibido menor atención, a pesar de que constituye un tópico importante a considerar en las políticas educativas, ya que sin lugar a duda guarda relación con la equidad (Kyriakides, 2004).

4.4. CONTINUIDAD EN EL TIEMPO

Esta propiedad guarda una estrecha relación con la estabilidad pues busca determinar si el efecto de la escuela perdura en el tiempo, a diferencia de ésta el lapso es mayor, tal y como lo señala Sammons, Nuttall, Cuttance y Thomas (1995) es la continuidad de efecto escolar a través de los distintos ciclos escolares.

Se encuentran en esta línea las investigaciones de Entwistle y Hayduk (1988) quienes encontraron que los logros en los primeros años de escolaridad tienen impacto en los años posteriores de secundaria. Estos investigadores recalcan que los tres factores que influyen en este resultado son: la influencia significativa de padres y profesores, las prácticas educativas efectivas, la socialización y adaptación escolar de los alumnos.

Aunque es una propiedad que no ha sido ampliamente estudiada, algunos de los resultados señalan que la educación primaria puede tener un efecto de larga duración, aunque pequeño en la educación secundaria (Sammons, Nuttall, Cuttance y Thomas, 1995; Thomas, 2001), y que las escuelas de secundaria estiman sus diferencias a partir de la obtención de un grado de educación superior por parte de sus estudiantes (Pustjens, Van de Gaer, Van Damme, y Onghena, 2004).

4.5. PANORÁMICA GENERAL SOBRE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS DEL EFECTO ESCOLAR

El estudio de las propiedades científicas se ha caracterizado por hacer uso de la información proveniente de exámenes nacionales o información obtenida con propósitos gubernamentales. La mayor parte de la información se ha recolectado para estudiantes de secundaria y en menor número para estudiantes de primaria. Los estudios se han realizado con grandes muestras, lo que garantiza la generalización de las conclusiones.

En relación con las variables consideradas en los estudios, siguen siendo predominantes las variables de producto provenientes de pruebas estandarizadas y en las áreas principales: matemáticas y lengua, algunos estudios han incluido ciencias, historia y geografía y la información correspondiente al puntaje total, con el cual se obtienen mejores resultados que si se considera cada puntaje por separado, como lo ilustran los trabajos de Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988) y Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997). Siguen considerándose en menor medida las variables socioafectivas y en propiedades como la eficacia diferencial o la continuidad en el tiempo la información al respecto es prácticamente inexistente.

Las variables de ajuste corresponden a rendimiento previo y a las características de contexto de los estudiantes; en el primer caso se toman los puntajes en pruebas estandarizadas que miden las mismas asignaturas o habilidades académicas generales

como el razonamiento verbal. Las variables de contexto del estudiante incluyen género, etnia y nivel socioeconómico, en países como Reino Unido o Estados Unidos la beca de comedor es un indicador fiable sobre el nivel socioeconómico, en otros países e incluso para efectos de contar con mayor precisión se construye un índice que incluye la información de estudios y ocupación de los padres y en general del nivel de riqueza de la familia, uniendo la información socioeconómica con la cultural (Dronkers y Avram, 2010), esta última variable resulta de importancia para los estudios de Latino América (Murillo, 2007a) debido a que no existe perfecta correspondencia entre el nivel cultural de las familias y su nivel socioeconómico.

En cuanto al tipo de estudio se encuentran tanto estudios transversales como longitudinales. La investigación acerca de la consistencia y la eficacia diferencial puede realizarse con buenos resultados si se cuenta con información transversal, mientras que para estudios referidos a la estabilidad y la continuidad en el tiempo se requiere información de varios momentos en el tiempo, siendo los estudios longitudinales los empleados para ello. En este punto es importante considerar que las investigaciones tienden a realizar el estudio de varias propiedades simultáneamente, con lo que resulta importante contar con información longitudinal. Además se viene considerando el análisis de la interacción de las variables (p.e. etnia con género), teniendo el tiempo como uno de los factores a considerar.

El uso de modelos multinivel ha permitido obtener información precisa sobre el efecto de la escuela y con ello ha sido posible profundizar en el estudio de las propiedades científicas del mismo, a partir de lo cual se considera adecuado estimar la consistencia y estabilidad a través de la correlación entre los residuales de los modelos ajustados, esta correlación puede realizarse entre asignaturas, años, cohortes, grados o distintas variables de criterio. También se considera adecuado el uso de modelos multinivel longitudinales.

Desde aquí se puede apreciar que los investigadores han buscado incursionar en el uso de técnicas de análisis que han utilizado tradicionalmente otras disciplinas y que se consideran pueden proveer información útil al estudio de las propiedades científicas, tal es el caso del análisis de series de tiempo o el método de igualación de la puntuación de propensión.

De las propiedades estudiadas, la consistencia es la que ha recibido mayor atención por parte de los investigadores, con un mayor número de estudios en secundaria en comparación con primaria y con información principalmente para las asignaturas de matemáticas y lengua. Los resultados permiten afirmar que existe consistencia entre las áreas aunque moderada.

Por otra parte, la eficacia diferencial ha cobrado mayor relevancia debido a la multiculturalidad, que plantea dos temas en la evaluación del desempeño de las instituciones, por un lado el efecto de la diversidad y por el otro, cómo garantizar la equidad en estas circunstancias. Los estudios siguen considerando diferencias debidas al género, la etnia, el tipo de escuela y el nivel socioeconómico, sin tener resultados consistentes. Además del análisis de la interacción entre estas variables, valdría la pena incorporar variables como la discapacidad, tal y como lo reporta el estudio de Strand (2010).

Asimismo, la continuidad en el tiempo es la propiedad con menor número de estudios, a pesar de la importancia social de sus resultados. Reconociendo que realizar este tipo de estudios implica el acceso a la información recolectada por largos periodos de tiempo, se considera que las instituciones gubernamentales encargadas de monitorear el proceso educativo podrían fomentar y facilitar la realización de investigaciones con este propósito.

Así, el conocimiento de las propiedades científicas ha avanzado mucho en Europa y Estados Unidos, sin embargo llama la atención el poco avance en América Latina, lo cual puede deberse al énfasis dado al estudio de los factores asociados (Rodríguez-Jiménez y Murillo, 2011) y a la diversidad de posiciones teóricas (Murillo, 2007b) y aproximaciones metodológicas que impiden consolidar una línea de investigación y avanzar en ella.

Finalmente, se señala que la realización de estudios sobre las propiedades científicas del efecto escolar corresponde a la respuesta que debe darse ante la demanda de información sobre el funcionamiento del sistema educativo (Kyriakides, 2004). Esta demanda se refleja en los estándares en educación (Postlethwaite, 1994), en la rendición de cuentas y en los procesos de responsabilidad social de los cuales debe dar cuenta la educación.

Capítulo 5.

MODELOS MULTINIVEL

Este capítulo corresponde a la presentación de la principal herramienta estadística empleada para realizar estudios de eficacia escolar en general y de efecto escolar en particular: los modelos multinivel.

Se refiere inicialmente algunas consideraciones sobre el uso de estos modelos para el estudio del efecto escolar, señalando la importancia metodológica de su uso cuando se cuentan con datos jerarquizados o agrupados. Posteriormente se expone de manera concisa los modelos, se inicia la presentación con los modelos de regresión lineal múltiple como antecedente de los modelos multinivel, para posteriormente ir acercándose a las consideraciones generales, la presentación estadística de los modelos y el proceso de modelización implicado, el modelo nulo y el modelo ajustado que incluye medias y pendientes como resultados y el proceso de modelización de dos y tres niveles, se revisa también la conceptualización y cálculo del error en estos modelos y la forma en que se evalúa la calidad de los mismos.

Se finaliza el capítulo con la presentación de los modelos multinivel cuando se cuentan con medidas repetidas.

5.1. EL USO DE MODELOS MULTINIVEL EN EL ESTUDIO DE LOS EFECTOS ESCOLARES

Los primeros estudios sobre eficacia escolar que buscaban predecir los resultados de los estudiantes a partir de variables del estudiante y de la escuela, hicieron uso de modelos de regresión, a partir de los cuales, se reportaba el porcentaje de variabilidad explicado por la escuela.

Murillo (1999) señala que uno de los problemas metodológicos de usar la regresión lineal lo constituyó la elección de la unidad de análisis: el alumno o la escuela. Si se seleccionaba el alumno, se calculaba la media de los residuales de cada estudiante para cada centro (Jenks y cols., 1972 o Madaus y cols., 1980); mientras que, si se optaba por agregación a nivel de escuela, se calculaba la media de la institución a partir de las puntuaciones individuales (Marks y cols., 1983; Prais, 1983). Una alternativa intermedia lo constituyó el modelo de Cronbach (Cronbach y Webb, 1975), en el cual las variables individuales se centraron en la media de su grupo y las variables de la escuela se centraron en la media global.

Esta desagregación o agregación de las variables conlleva el riesgo de subestimar el error típico, al considerar solo la información de los individuos o de falacia ecológica al asignar las características del grupo a cada individuo (Gaviria y Castro, 2005). Este hecho se soluciona con el uso de modelos multinivel, dado que estos estiman y modelan el grado de relación entre las observaciones dentro del mismo grupo, con lo que se hace la estimación del error estándar correctamente, eliminándose así la inflación del error tipo I, dando con ello solución al incumplimiento del supuesto de independencia entre las observaciones, exigido por los modelos de regresión, y que en consideración a que los datos están anidados es imposible de cumplir.

Dado lo anterior, en la actualidad los estudios sobre efectos escolares implican hacer uso de los modelos multinivel, puesto que ellos permiten trabajar los datos que están anidados o jerarquizados (Sammons y Luyten, 2010), como es el caso de la información proveniente del área de educación. El modelo realiza la estimación de la aportación de cada nivel de análisis (aula, escuela, país) o de las interacciones entre variables de distintos niveles (Murillo, 2008), asimismo, asume que no existe independencia entre

las observaciones individuales (Delprato, 2006) y permite distinguir la variación de los resultados escolares y los efectos diferenciales de la escuela (Fernández-Aguerre, 2003).

Estos modelos permiten describir las relaciones entre una o más variables de resultados, la escuela y los profesores y las características de ingreso de los estudiantes, siendo un importante aspecto la representación de la variabilidad de las relaciones entre las escuelas (Aitkin y Longford, 1986), de este modo al considerar el contexto y analizarlo en conjunto con la heterogeneidad propia de cada estudiante, es posible identificar patrones y grupos específicos que demandan mayor atención e intervención (Thomas, Sammons y Mortimore, 1997a; Zorrilla, 2008) y que orientan el planteamiento de las políticas educativas.

5.2. DESCRIPCIÓN DE LOS MODELOS MULTINIVEL

Este apartado describe los modelos multinivel, para ello, se parte del antecedente denominado modelo de regresión lineal múltiple, para finalizar con la presentación de los modelos multinivel longitudinales.

5.2.1. Antecedentes: Regresión lineal múltiple

En el modelo clásico de regresión para relacionar una variable de respuesta de los estudiantes en un centro escolar a partir de otra variable de entrada o contexto, se tiene una ecuación de la forma:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde

Y_i = Variable de respuesta de los estudiantes (p.e. puntaje en prueba de Matemáticas).

β_0 = Intersección con el eje Y, representa el rendimiento medio de aquellos estudiantes en esa escuela, para los que la variable X vale 0.

β_i = Parámetro que indica el valor de cambio en Y_i por cada unidad de aumento en la variable X_i (p.e. nivel socioeconómico), corresponde a la pendiente.

X_i = Variable explicativa del estudiante

ε_i = Error.

En consideración a que es un modelo de regresión múltiple y que se incluyen más variables explicativas, el modelo se expresa:

$$Y_i = \beta_0 + \sum \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Donde $\sum \beta_i X_i$ corresponde a las variables explicativas y sus coeficientes. A medida que se incluyen más variables el modelo va aumentando su complejidad.

Asimismo, el modelo asume que las variables de respuesta son independientes entre sí, no son una combinación lineal de otras variables incluidas en la regresión, tiene varianza constante y se distribuye normalmente (Peña, 1995). De los errores se asume que su media es cero, tienen varianza constante, son independientes y se distribuyen normalmente (Peña, 1995). Una vez realizada la modelización debe comprobarse el cumplimiento de los supuestos. Previamente deben tenerse en cuenta los criterios para seleccionar las variables más relevantes y para evaluar el modelo en su totalidad. En el primer caso se realiza el contraste individual de los coeficientes del modelo con la prueba t y para el modelo total con la prueba F (Peña, 1995). Esta información se complementa con la proveniente del coeficiente R o R^2 , los cuales se espera que adopten valores cercanos a 1 con lo que se logra un mayor porcentaje de varianza explicado con el modelo.

Como se ha señalado, a pesar de la rigurosidad y precisión de la regresión lineal, en consideración a lo anteriormente mencionado con el incumplimiento de supuestos y la naturaleza jerárquica o anidada de los datos provenientes del ámbito educativo, a partir de la mitad de la década de los 80 no se considera un modelo adecuado para analizar esta información.

5.2.2. Modelos multinivel: Generalidades

Los modelos multinivel hacen parte de los modelos lineales mixtos que consideran los efectos fijos, los efectos aleatorios y su interacción. Se usan cuando se tienen datos anidados como los estudiantes en aulas, aulas en escuelas y a su vez éstas en distritos o

comunidades autónomas, dado que la pertenencia a los grupos definen el parecido entre sí.

Los análisis multinivel permiten obtener la información de muestras que están agrupadas y con ello explicar la variabilidad entre y dentro del grupo. En estos modelos la variabilidad de la variable de resultado se explica a partir de predictores en los distintos niveles, desde el individual hasta el organizacional. Los modelos permiten que la relación entre las variables dependiente e independiente varíe aleatoriamente entre los grupos, así el intercepto y la pendiente de las variables del nivel uno pueden variar aleatoriamente entre las unidades del nivel dos, con lo que se estima un residual para cada grupo, el cual corresponde a la desviación del valor del grupo del intercepto total (McCoach, 2010).

Siguiendo a McCoach (2010) en un modelo sin predictores el puntaje de cada persona en la variable dependiente se compone de tres elementos: la media total (γ_{00}), la desviación de la media del grupo de la media total (μ_{0j}), y la desviación de puntaje de la persona de la media de su grupo (r_{ij}). El término μ_o permite modelar la dependencia entre las observaciones del mismo grupo porque μ_{0j} es la misma para cada estudiante dentro de la escuela j (Raudenbush y Bryk, 2002). El término μ_o corresponde al efecto aleatorio para el intercepto dado que el valor μ_o varía aleatoriamente entre las unidades del nivel dos, con una media de 0 y una varianza de τ_{00} .

Si en el modelo se incluye un predictor del primer nivel, se puede permitir que el intercepto y la pendiente de la variable predictora varíe aleatoriamente entre el segundo nivel incluyendo μ_i , con ello se está definiendo una relación diferente para cada escuela entre la variable predictora y la variable de resultado. Aunque la expresión del modelo se presenta en el apartado siguiente, es importante señalar que los modelos multinivel consideran efectos *fijos* y efectos *aleatorios*. Los efectos *fijos* representan el efecto promedio en la población y son expresados por los coeficientes de regresión (Snijders, 2005); mientras que los efectos *aleatorios* dan cuenta de la variación aleatoria entre la población de unidades del nivel superior y es estimado como un residual para cada una de las unidades de este nivel (Snijders, 2005).

5.2.3. Presentación estadística de los modelos multinivel

Si se espera determinar el efecto escolar y se tienen dos o más centros para cada uno, podría tener su propia ecuación (1). Sin embargo, en la realidad los estudios están interesados en un amplio número de centros y más cuando se trata de estudios con grandes muestras, en estas circunstancias es más apropiado el modelo jerárquico que se representa de la forma (Gaviria y Castro, 2005; Murillo, 2008; Pardo, 2009):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Donde

Y_{ij} = Sigue siendo la variable de respuesta, rendimiento, sólo que ahora los subíndices indican que se trata del rendimiento de un alumno i , en un centro j .

β_{0j} = Corresponde al rendimiento medio en la escuela j cuando la variable X_1 vale 0 y corresponde con $\beta_{0j} = \gamma_o + \mu_{oj}$, siendo γ_o la media de todas las escuelas y μ_{oj} la media de una escuela respecto a las otras.

β_{1j} = Corresponde a la pendiente media de todas las escuelas, representa el incremento en la variable de respuesta (p.e. rendimiento) por cada unidad de aumento en la variable de ajuste (p.e. nivel socioeconómico) del alumno i en la escuela j . Así $\beta_{1j} = \gamma_1 + \mu_{1j}$, siendo γ_1 la pendiente media de todas las escuelas y μ_{1j} la variación de la pendiente de cada escuela respecto a la variación total.

ε_{ij} = Variabilidad del puntaje del estudiante respecto a la media de la escuela.

Es importante considerar que este corresponde a un modelo de dos niveles. El modelo que incluye los efectos aleatorios de cada nivel y la interacción entre ellos se expresa de la forma:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \mu_{1j}X_{1ij} + \mu_{oj} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Este modelo se ha denominado modelo aleatorio mixto, dado que tiene factores fijos y factores aleatorios. Su estimación requiere determinar la(s) media(s) de la parte fija

(β), las varianzas alrededor de la media (σ_{μ}) y las covarianzas entre puntos de corte y pendiente ($\sigma_{\mu_0\mu_1}$) (Gaviria y Castro, 2005; Pardo, 2009).

El proceso de modelización inicia con el planteamiento del modelo nulo, que sirve de comparación porque no incluye ninguna variable de ajuste y representa el valor promedio de Y_{ij} en la escuela j -ésima. Para el caso específico de los efectos escolares, a partir de este modelo se incluyen las variables de ajuste propias del estudiante y la escuela, que no son susceptibles de mejora escolar. En cada modelo se define el aporte de cada variable, dejando sólo aquellas que son significativas (Murillo, 2008); luego se estima el porcentaje de varianza explicado con el Coeficiente de Correlación Intraclass (CCI) y se evalúa el ajuste estadístico del modelo con la razón de verosimilitud. A continuación se desglosa el proceso mencionado.

5.2.3.1. Modelo nulo: ANOVA

Este constituye el modelo inicial del modelado (Murillo, 2008). Es un modelo que no incluye variables predictoras y si se considera con dos niveles se expresa como:

$$Y_{ij} = \beta_{00} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

En donde

β_{00} = promedio de Y_{ij}

μ_{0j} y ε_{ij} = efectos aleatorios o residuos respecto a la media global para el nivel dos y el nivel uno respectivamente. Los subíndices se refieren al estudiante i de la escuela j .

Acorde con Pardo (2009) se le ha denominado modelo de *un factor de efectos aleatorios*. El modelo nulo sirve de comparación con los modelos posteriores que incluyen variables predictivas. La información que de éste se obtiene señala si existe variabilidad que deba ser explicada en cada uno de los niveles (Gaviria, 2005).

5.2.3.2. Modelo de medias y pendientes como resultado

Este modelo permite la variación de las medias o intersecciones y de las pendientes de las variables explicativas incluidas en el modelo. Además de estimar para los

distintos niveles los coeficientes fijos de las variables, el modelo admite considerar la variabilidad para cada nivel, a partir de las variables explicativas.

El modelo para dos niveles considerando una variable explicativa de cada nivel, se expresa de la forma:

$$Y_{ij} = \beta_{00} + \beta_{01}Z_j + \beta_{10}X_{ij} + \beta_{11}X_{ij}Z_j + \mu_{0j} + \mu_{1j}X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

En donde

β_{00} = Es el promedio general en la prueba.

β_{01} = Es efecto principal de la variable Z del segundo nivel.

β_{10} y β_{11} = Son las pendientes que señalan la relación entre el puntaje promedio con la variable de primer y segundo nivel respectivamente.

μ_{0j} y ε_{ij} = Son los efectos aleatorios o residuos respecto a la media global para el nivel dos y el nivel uno respectivamente.

μ_{1j} = Son los efectos aleatorios sobre las pendientes

X_{ij} = Es la variable del estudiante i de la institución j

Z_j = Es la variable de la institución j

Este modelo permite conocer las variables explicativas que dan cuenta de la variabilidad entre las pendientes, lo cual representa una de sus principales ventajas, especialmente en lo referido a las interacciones entre variables, además de observar el efecto de las variables de primer nivel en función de las de segundo nivel.

5.2.3.3. Modelos multinivel de dos y tres niveles

El número de niveles que tiene un modelo es una decisión que depende del objeto de estudio, así en la estimación del efecto escolar se han realizado investigaciones con dos o tres niveles, en el primer caso se han considerado en el nivel uno los estudiantes y en el nivel dos el aula o la escuela; en el segundo caso se ha considerado al estudiante, la escuela y el distrito/departamento. Se pueden considerar más niveles en función del objetivo del estudio, la información disponible y las variables de interés, aunque entre

más niveles se consideren el modelo se va haciendo más pesado estadísticamente (Bickel, 2007; Bryk y Raudenbush, 1989).

Ciertamente, al iniciar el proceso de modelado se formulan preguntas en relación con las variables a incluir, su naturaleza, cuáles deben ser fijas, cuáles aleatorias y si es conveniente permitir la variación de los componentes aleatorios, a lo que sigue, cuál estructura de covarianza definir, por lo que si se permite que las pendientes para todas las variables del nivel uno varíen aleatoriamente entre los grupos de nivel dos, la decisión para incluir o excluir efectos aleatorios debe estar basada en consideraciones teóricas, más que en los resultados empíricos que se van obteniendo. Por otra parte, es importante tener presente que el número posible de efectos aleatorios es igual al número de variables del nivel uno menos uno (que corresponde al efecto aleatorio para el intercepto).

Con el fin de aproximarse a la comprensión de los modelos de dos y tres niveles se presenta a continuación la expresión del modelo en cada nivel, se incluye al final la información sobre el coeficiente de correlación intraclase. Asimismo, se ilustra el modelo con una variable explicativa de primer nivel.

Un modelo de dos niveles con una sola variable predictora del nivel uno, se expresa de la siguiente manera:

Nivel uno

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1j} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

Y para el nivel dos

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (8)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \mu_{1j}$$

Donde

Y_{ij} = Corresponde al resultado de la variable dependiente para el estudiante i de la escuela j .

β_{0j} = Puntaje promedio para el estudiante 0 de la escuela j . Se compone de γ_{00} que corresponde al promedio general del intercepto para todos los estudiantes y μ_{0j} que da cuenta de la variabilidad de la intersección.

β_{1j} = Pendiente que se compone de γ_{10} que corresponde al promedio general para la pendiente para todos los estudiantes y μ_{1j} la variabilidad para la pendiente.

X_{1j} = Variable del nivel 1.

ε_{ij} = Efectos aleatorios o residuos respecto a la media global para nivel uno.

Para este modelo el cálculo del CCI informa sobre el porcentaje de varianza explicado para el nivel superior, si se trata de dos niveles: alumno y escuela, por lo que el índice informa sobre la variabilidad existente entre las escuelas y se expresa como:

$$CCI = \frac{\sigma_{\mu 0}^2}{\sigma_{\mu 0}^2 + \sigma_{e 0}^2} \quad (9)$$

Donde:

CCI = Coeficiente de correlación intraclase

$\sigma_{\mu 0}^2$ = Varianza de la escuela o del nivel superior (varianza entre los grupos)

$\sigma_{e 0}^2$ = Varianza del estudiante o del primer nivel (varianza dentro de grupo)

Si se incluye un tercer nivel de jerarquía y se incluyen una variable predictora del nivel uno, se tendría un modelo como:

Nivel uno

$$Y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1jk}X_{1jk} + \varepsilon_{ijk} \quad (10)$$

Nivel dos

$$\beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{0jk} \quad (11)$$

$$\beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk} \quad (12)$$

Nivel tres

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + \mu_{00k}; \quad \beta_{10k} = \gamma_{100} + \mu_{10k} \quad (13)$$

Donde

β_{0jk} = Puntaje promedio para el estudiante 0 de la escuela j y el departamento k , se compone de β_{00k} corresponde al valor promedio de la intersección para las escuela, y μ_{0jk} el error aleatorio.

β_{1jk} = Es el promedio de la pendiente que da cuenta de la variación entre escuelas j , y departamentos k , se compone de β_{10k} corresponde al valor promedio de la pendiente para las escuelas, y μ_{1jk} y el error aleatorio.

β_{00k} = Puntaje promedio para la intersección incluyendo el tercer nivel, se compone de γ_{000} corresponde al promedio general y μ_{00k} es el error aleatorio, al realizar el modelamiento con el programa se representa como ν .

β_{10k} = Es la pendiente media del tercer nivel y se compone de γ_{100} corresponde al valor promedio de la intersección y μ_{10k} el error aleatorio, al realizar el modelamiento con el programa se representa como ν .

Con lo que el modelo completo quedaría de la siguiente manera:

$$Y_{ijk} = \beta_{000} + \beta_{100}X_{1jk} + \mu_{00k} + \mu_{0jk} + \mu_{10k}X_{1jk} + \mu_{1jk}X_{1jk} + \varepsilon_{ijk}$$

A partir de este modelo se calcula el CCI, cuando se tiene tres niveles se espera conocer además de la variabilidad entre el segundo nivel, el porcentaje de variabilidad debido al tercer nivel, para el caso entre los departamentos, el coeficiente sería:

$$CCI = \frac{\sigma_{\mu_0}^2}{\sigma_{\nu_0}^2 + \sigma_{\mu_0}^2 + \sigma_{\mu e}^2} \quad (14)$$

Respecto a CCI de dos niveles $\sigma_{\nu_0}^2$ corresponde a la variabilidad debida al nivel tres.

Si se espera hallar el porcentaje de varianza que se debe a los departamentos en el divisor, debe ubicarse la varianza del tercer nivel (Hox, 2002).

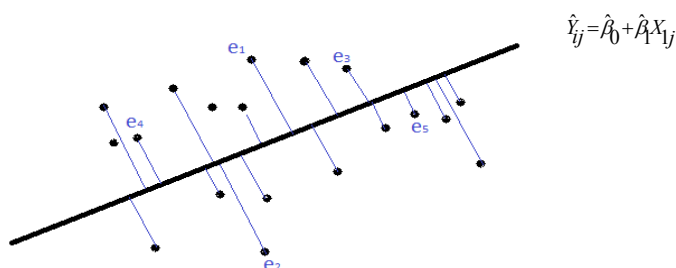
5.2.4. El error en modelos multinivel

Los modelos multinivel tienen residuos de varias clases, en otras palabras, se calculan residuos para cada nivel de análisis y para cada variable incluida en la parte fija o aleatoria del modelo. Los supuestos sobre los errores señalan que estos no deben estar correlacionados y su varianza debe ser uniforme (Bickel, 2007).

Acorde con Bickel (2007) la complejidad de los residuos en los modelos multinivel radica en que al permitir la variabilidad de la intersección y las pendientes en cada nivel y en cada grupo, se tiene una fuente de variabilidad para cada línea de regresión para el grupo. Esta variabilidad es una fuente de error para valores estimados de las variables dependientes cuando están agregados a un segundo nivel o a un nivel superior.

Estos residuos pueden presentar decrecimiento en función del tamaño de la escuela, dado que asigna un mayor peso a los colegios o aulas grandes, con lo que el alto desempeño de una escuela pequeña puede llegar a ser relativamente devaluado en relación con las escuelas más grandes.

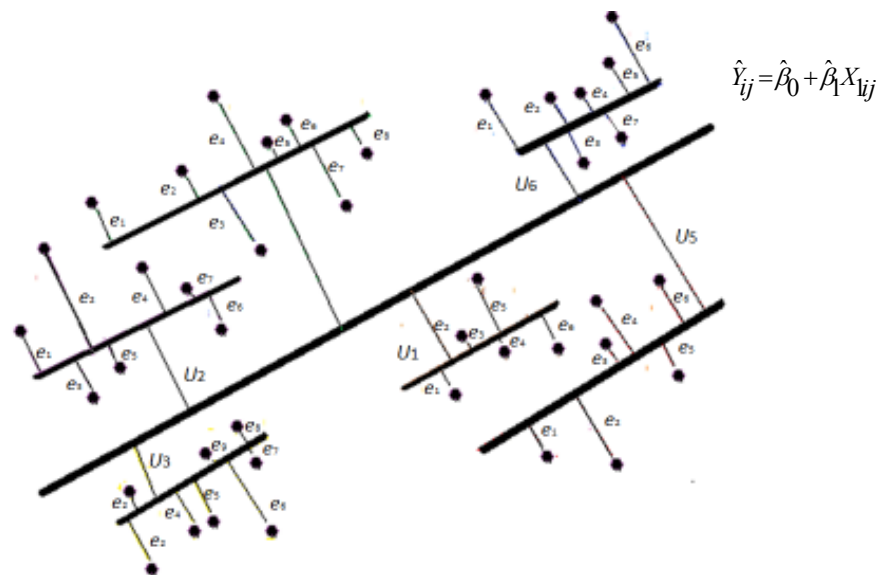
FIGURA 5.1. RESIDUOS DE UN MODELO DE REGRESIÓN



Fuente: Elaboración propia, a partir de lo presentado en <http://www.bristol.ac.uk/cmm/>

Si se considera un modelo clásico de regresión, los residuos corresponden a las diferencias entre el valor predicho por la ecuación y el valor real observado, como se observa en la figura 5.2 el residuo corresponde a la diferencia entre cada punto y la recta de regresión, el cual se expresa como e_n , correspondiendo n al número del punto.

FIGURA 5.2. RESIDUOS DE UN MODELO MULTINIVEL DE DOS NIVELES



Fuente: Elaboración propia a partir de lo presentado en <http://www.bristol.ac.uk/cmm/>

En un modelo multinivel los residuos van a dar cuenta de la distancia entre los puntos y la recta de regresión, solo que asumirá distintos valores a partir de las distintas rectas de regresión, tal y como se ilustra en la figura 5.2, en este modelo se va a tener dos términos de error, por un lado, el que da cuenta de la distancia entre cada punto respecto a la recta de regresión de la escuela a la cual pertenece (e_n) y por otro, la distancia entre la recta de regresión de la escuela y la recta de regresión para todo el grupo (μ_n).

El cálculo de los residuos para cada nivel implica la estimación de los residuales brutos: $r_{ij} = Y_{ij} - \hat{Y}_{ij}$ y $r_j = \text{media para } r_{ij} \text{ para el grupo } j$.

y para el nivel dos considerando el factor de reducción sería: $\mu^2 = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \frac{\sigma_e^2}{n_j}} r_j$

Para el nivel uno se tendría que éste es igual al valor observado menos el valor predicho para la línea de regresión general, menos el residual del nivel dos, así:

$$\hat{e}_{ij} = Y_{ij} - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{ij}) - \hat{\mu}_j.$$

5.2.5. Evaluación de los Modelos Multinivel

La evaluación de la calidad del modelo y por ende de las conclusiones que se obtienen a partir del mismo constituye un ámbito muy importante dentro del proceso de modelado, que implica considerar dos aspectos: el ajuste del modelo y el cumplimiento de los supuestos.

Para determinar si el modelo cuenta con un ajuste adecuado se recurre a los índices de ajuste: El más usado de ellos es la desviación, a partir de la cual se calculan los índices de ajuste global, así como el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano (BIC). Acorde con Pardo (2009, p. 19), la desviación tiene como “*verdadera utilidad que permite comparar el efecto simultáneo de varios términos o, lo que es lo mismo, en la posibilidad de comparar el grado de ajuste de modelos alternativos*”. Además de esta valoración global, en el proceso de modelado se evalúa el aporte de cada una de las variables, tanto en la parte fija del modelo como en la parte aleatoria de mismo, se emplea para ello el estadístico t .

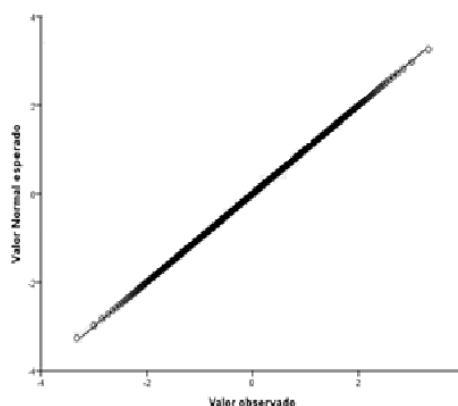
La expresión de los índices AIC y BIC corresponden a $AIC = -2LL + 2d$ (Akaike, 1974); $BIC = -2LL + d \log(n)$ (Schwarz, 1978), siendo $-2LL$ la desviación, d el número de parámetros y n el número de casos.

Los modelos multinivel exigen también la verificación del cumplimiento de los siguientes supuestos:

1. El error tiene media nula y varianza constante (homocedasticidad);
2. Los componentes aleatorios y el valor previsto son ortogonales;
3. El error debe tener una distribución Normal para que se puedan inferir los resultados de la muestra a la población.

Para comprobar el supuesto 1 se recurre a presentar los estadísticos descriptivos de los residuos para cada nivel y verificar su valor; mientras que para los supuestos 2 y 3 una alternativa empleada es la visualización de la relación lineal entre estos haciendo uso de un gráfico como el QQ presentado en la figura 5.3 (Murillo, 2008). Esta figura ilustra el comportamiento del valor observado y el esperado, teniendo como distribución de contraste la normal.

FIGURA 5.3. GRÁFICO QQ PARA VERIFICAR SUPUESTOS DE LOS RESIDUOS



Fuente: Elaboración propia.

5.2.6. Análisis de medidas repetidas mediante modelos multinivel

El uso de modelos multinivel de medidas repetidas corresponde a diseños longitudinales o transversales de medidas repetidas, en el primer caso se cuenta con varias mediciones para un mismo grupo de individuos y en el segundo, se tienen mediciones para un mismo grupo de objetos o entidades. En las figuras 5.4a y 5.4b se ilustra el diseño mencionado.

Dado que las medidas corresponden a los individuos u objetos, ocurre que las mediciones hechas a lo largo del tiempo se anidan en los individuos o en los objetos con lo que éstas corresponden a unidades de primer nivel y los individuos o los objetos se consideran unidades de segundo nivel (Goldstein, 2011; Pardo, 2009).

FIGURA 5.4A. DISEÑOS LONGITUDINALES

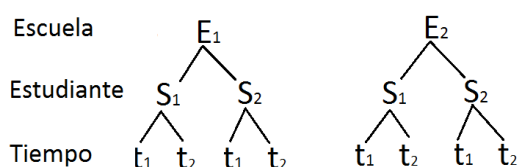
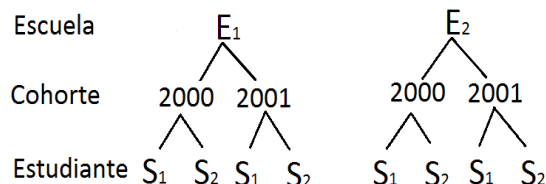


FIGURA 5.4B. DISEÑOS TRANSVERSALES CON MEDIDAS REPETIDAS



Fuente: elaboración propia.

El análisis con modelos multinivel para medidas repetidas puede trabajar con datos no balanceados, es decir, no necesita tener el mismo número de medidas, lo cual resulta

de utilidad porque la muestra de individuos puede cambiar de ocasión en ocasión, por su parte, los análisis transversales no permiten el estudio de cambios individuales.

Siguiendo a Pardo (2009), el modelo de coeficientes aleatorios asume la expresión presentada en las ecuaciones (7) y (8), donde las mediciones corresponden a las unidades del nivel uno y las personas a las unidades del nivel 2. En comparación con los otros modelos, el modelo de medidas repetidas permite conocer la relación entre el paso del tiempo con la variable dependiente. En este modelo la intersección corresponde a los distintos momentos en los que se ha realizado la medición. Al igual que en los demás modelos multinivel es posible conocer los coeficientes para los efectos fijos y permitir la variación entre las intersecciones y las pendientes, en este último aspecto es importante definir la estructura de covarianza, se sugiere que se elija la de simetría compuesta, con la cual se asume que las varianzas de las medidas repetidas son iguales, al igual que las covarianzas entre cada dos medidas (Pardo, 2009).

Capítulo 6.

OBJETIVOS Y METODOLOGÍA

En este capítulo se da cuenta de la forma como fue realizada la investigación. Para ello se presentan el objetivo general y los objetivos específicos, se informa sobre la muestra, el tamaño y las características sociodemográficas de la misma. Asimismo, se presentan las variables, su medición y la escala en la cual se expresa para incluirlas en el modelo.

Igualmente, se presenta la descripción de los cuestionarios o formularios y las pruebas estandarizadas a partir de las cuales se obtiene la información sobre las variables de ajuste y las de resultado.

Se describe el procedimiento, presentando sus diversas fases y el proceso de modelización seguido, para finalizar con la presentación del análisis de datos que se corresponde con cada una de las fases. Por lo tanto, esta investigación busca estimar el efecto escolar y las propiedades científicas del mismo en Colombia, a partir de los datos provenientes del Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación -ICFES- para ello se han planteado diversos objetivos, los cuales se presentan a continuación.

6.1. OBJETIVOS

Como objetivo general, esta investigación pretende:

Estimar el efecto escolar y sus propiedades científicas para Colombia en los ciclos de educación básica y bachillerato, haciendo uso de modelos multinivel.

El mismo se concreta en los siguientes objetivos específicos:

- Estimar el efecto escolar para básica primaria, secundaria y bachillerato para el año 2009.
- Calcular el efecto escolar y determinar su evolución para bachillerato durante la primera década del 2000.
- Determinar la consistencia entre las áreas de matemáticas y lenguaje para los tres ciclos educativos para el año 2009.
- Estimar la consistencia entre las áreas de matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales para bachillerato, para siete años de la década del 2000.
- Calcular la estabilidad del efecto escolar para bachillerato durante la década del 2000.
- Estimar la eficacia diferencial debida al nivel sociocultural, socioeconómico, género, etnia y discapacidad para los ciclos educativos y para el bachillerato durante la década del 2000.

6.2. ENFOQUE METODOLÓGICO

Para alcanzar los objetivos antes planteados, este estudio utiliza una metodología de carácter ex post facto retrospectivo. Se realiza mediante la explotación secundaria de los datos provenientes del Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación - ICFES-, entidad encargada del monitoreo y certificación de la calidad de la evaluación de la educación en Colombia.

6.3. MUESTRA

Para cumplir con los objetivos planteados se conformaron diferentes muestras. Es así que para la estimación de la magnitud del efecto escolar se consideraron diez muestras distintas, por un lado tres para los grados de 5° y 9° de educación básica primaria y secundaria; y por otro, siete para el grado 11°, el cual en Colombia se denomina media vocacional y se corresponde con el primer año de bachillerato del sistema educativo español.

La muestra empleada para la estimación de las propiedades científicas de consistencia y eficacia diferencial es la misma que para estimar la magnitud del efecto escolar. Por su parte, para la estimación de la estabilidad se empleó la muestra para bachillerato, la cual se consideró escuelas que a lo largo de la década presentaron el examen y que tenían puntajes para las cuatro áreas. A continuación se presenta en detalle la información sobre las muestras.

6.3.1. Ciclos educativos

La tabla 6.1 presenta la información sobre el número de departamentos, escuelas y estudiantes analizados en el año 2009 correspondientes a los grados 5°, 9° y 11°. Es importante señalar que se presenta solo el total de estudiantes, dado que son diferentes en cada ciclo y año, no así los departamentos y escuelas.

TABLA 6.1. MUESTRA PARA ESTIMAR EFECTO ESCOLAR EN TRES CICLOS EDUCATIVOS. AÑO 2009

Grado	Nº Departamentos	Nº Escuelas	Nº Estudiantes
Primaria	29	1131	65.015
Secundaria	30	997	54.892
Bachillerato	33	5.976	390.972
Total			512.620

Fuente: Elaboración propia.

La información referida a la distribución de la muestra por género, etnia y discapacidad se presenta en la tabla 6.2, en ella se aprecia que la distribución es más equitativa en primaria y presenta un mayor porcentaje para las mujeres en los otros dos ciclos.

La variedad étnica del país permite dar cuenta de la diversidad del mismo, ya que en Colombia existen actualmente 87 grupos indígenas reconocidos, así como poblaciones afrodescendientes y en menor medida población rom-gitana. Estos tres grandes grupos étnicos han sido tomados como variable denominada etnia, la cual tiene un bajo porcentaje en la población escolar.

Igualmente se ha tomado la variable discapacidad, la cual ha sido incluida en los exámenes de estado, esta variable da cuenta de los estudiantes que reportan algún tipo de discapacidad, ya sea física (p.e. parálisis); cognitiva (p.e. síndrome de down), o sensorial (p.e. ceguera). Esta variable se enmarca en las políticas educativas colombianas que introducen un fuerte componente de inclusión con miras a garantizar la educación de calidad a toda la población del país con equidad e igualdad.

En relación a la edad, se aprecia que los estudiantes en Colombia cuando cursan 5° grado de primaria tienen entre 9 y 11 años; en el grado 9° de educación básica secundaria, entre 14 y 15 años y en el grado 11° (bachillerato) entre 16 y 18 años.

TABLA 6.2. DATOS DEMOGRÁFICOS DE LA MUESTRA PARA ESTIMAR EFECTO ESCOLAR EN TRES CICLOS EDUCATIVOS, AÑO 2009

Ciclo	%			
	Niñas	Niños	Etnia	Discapacidad
Primaria	48,9	49,8	0,8	3,30
Secundaria	51,9	46,5	0,3	4,50
Bachillerato	54,9	45,1	1,6	0,20

Fuente: Elaboración propia.

6.3.2. Evolución del efecto escolar en Bachillerato

La Tabla 6.3 permite apreciar la conformación de la muestra empleada para describir la evolución del efecto escolar en bachillerato. Al igual que para el estudio con ciclos educativos, se presentan totales solo para estudiantes que representan las unidades únicas.

TABLA 6.3. MUESTRA PARA ESTIMAR EL EFECTO ESCOLAR PARA BACHILLERATO

Año	Nº		
	Departamentos	Escuelas	Estudiantes
2000	33	7.626	314.560
2001	33	5.705	237.225
2002	33	9.704	315.486
2003	33	8.375	304.199
2008	33	7.742	379.429
2009	33	8.022	402.664
2010	33	10.977	441.318
Total			2.394.881

Fuente: Elaboración propia.

Los datos demográficos correspondientes se presentan en la tabla 6.4, en ellos se observa un mayor porcentaje de mujeres que hombres, excepto para el año 2000, respecto a etnia y discapacidad se puede apreciar que están cada vez más presentes en estas evaluaciones nacionales, lo que da cuenta del proceso de inclusión que deben adelantar las instituciones educativas colombianas.

Al igual que para estimar la magnitud de efecto en los tres ciclos educativos, se ha considerado tanto la variable etnia como discapacidad.

TABLA 6.4. DATOS DEMOGRÁFICOS DE LA MUESTRA PARA ESTIMAR LA EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR EN LA DÉCADA DEL 2000 EN BACHILLERATO

Año	%			
	Niñas	Niños	Etnia	Discapacidad
2000	45,5	54,5		0,04
2001	54,9	45,1		0,04
2002	54,0	46,0		0,04
2003	54,0	46,0		0,07
2008	54,1	45,9	5,9	0,10
2009	54,2	45,8	5,5	0,20
2010	54,2	45,8	5,6	0,12

Fuente: Elaboración propia.

6.3.3. Estudio de propiedades científicas del efecto escolar

En consideración a que la muestra corresponde a aquella empleada para la magnitud del efecto escolar, para la estimación de la propiedad denominada eficacia escolar solo se presenta la información referida al número de personas en condición de discapacidad y etnia, con los que se realizaron los modelos multinivel, esta información puede apreciarse en las tablas 6.5, 6.6 y 6.7.

TABLA 6.5. DATOS DE DISCAPACIDAD DE LA MUESTRA PARA ESTIMAR EL EFECTO ESCOLAR EN TRES CICLOS EDUCATIVOS, AÑO 2009

Discapacidad	Nº		
	Primaria	Secundaria	Bachillerato
Motriz/física	667	202	218
Sordo/Sensorial	1531	2221	445
Cognitiva	6	1	
Total	2.204	2.424	663

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 6.5 se observa que la mayoría de los estudiantes en condición de discapacidad presentan problemas de sordera.

TABLA 6.6. PERSONAS CON DISCAPACIDAD EN LA MUESTRA PARA ESTIMAR LA EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR EN LA DÉCADA DEL 2000

Año	Nº						
	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Ceguera	26	15	43	76	104	118	53
Motriz/física	61	52	74	96	200	228	221
Sordo/Sensorial	38	36	15	36	221	286	243
Cognitiva							129
Total	125	103	132	208	525	632	517

Fuente: Elaboración propia.

En bachillerato se observa también que la mayoría de la muestra en condición de discapacidad, al igual que para los tres ciclos escolares, evidencia sordera y dificultades motrices. Llama la atención que para este nivel se evalúen también a quienes presentan ceguera o discapacidad cognitiva.

TABLA 6.7. DATOS DE ETNIA EN LA MUESTRA PARA ESTIMAR LA EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR EN LA DÉCADA DEL 2000

Año	Nº
2008	22.740
2009	22.356
2010	25.386

Fuente: Elaboración propia

Es importante señalar que la información sobre etnia en Colombia incluye la población afrocolombiana, indígenas, raizal y rom-gitanos.

Para el estudio de estabilidad de bachillerato se consideraron los datos para 6.884 instituciones educativas y 49.210 estudiantes.

6.4. VARIABLES

El estudio incluye dos tipos de variables: las de producto y las de ajuste, tanto del estudiante como de la escuela, acorde con lo reportado en estudios realizados con este mismo objetivo (Cervini, 2010; Murillo, 2005b, 2007, 2008; OREALC/UNESCO, 2010; Zorrilla, 2008).

6.4.1. Variables de producto

Las variables de producto consideradas corresponden a los puntajes en las pruebas estandarizadas aplicadas por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación -ICFES-.

Para la comparación entre ciclos educativos se consideraron los puntajes en las pruebas de matemáticas y lenguaje. Los puntajes para primaria y secundaria fueron estimados a través de la metodología de valores plausibles (ICFES, 2011b). Los cuales acorde con la OECD (2005, p. 87) “*son una representación de la gama de capacidades que pueden suponerse razonablemente en un alumno. [...] En lugar de estimar directamente la capacidad θ de un alumno, se estima una distribución de probabilidad para θ* ”.

Estas pruebas fueron analizadas con el modelo logístico de dos parámetros de la teoría de respuesta al ítem (IRT). Además, se empleó la metodología de valores

plausibles con el fin de obtener los puntajes que se utilizaron para realizar las estimaciones a niveles agregados de resultados relacionados con el desempeño, en cada una de las pruebas. Esta variable se expresa en una escala con media de 300 y desviación estándar de 80 (ICFES, 2011b).

Para bachillerato los puntajes corresponden a los obtenidos en pruebas estandarizadas de distintas áreas académicas: matemáticas, lenguaje, física, biología, química, geografía e historia (las dos últimas se consolidan como ciencias sociales a partir de 2006), filosofía e inglés. Los resultados de estas pruebas se expresan en una escala que va de 0 a 100, con una media de 50 y una desviación estándar de 10 (ICFES, 2011c).

6.4.2. Variables de ajuste

Las variables de ajuste utilizadas pueden ser organizadas en función del nivel de análisis en variables del estudiante y variables escolares.

6.4.2.1. Variables del estudiante

Las variables del estudiante consideradas fueron:

- Género: Se consideró como variable dummy. Fue codificada como 0= hombre, 1= mujer.
- Lengua Materna: Debido a que en el territorio colombiano existe una diversidad cultural enmarcada en la existencia de comunidades indígenas u otras etnias que manejan su lengua vernácula como medio de comunicación, se pregunta en la prueba sobre el tipo de lengua materna que usa, ésta corresponde a la lengua propia del estudiante. Fue codificada como variable dummy, acorde con la cual 1= lengua indígena, 0= castellano.

Para el estudio de la propiedad científica denominada eficacia diferencial, esta variable se denominó Etnia e incluyó la población afrocolombiana, indígenas, raizal y rom-gitanos y se compara con la etnia predominante que sería mestizo. Se consideró como variable dummy en la cual 1 correspondía a la pertenencia a dicho grupo.

- Índices Sociocultural y socioeconómico: Estos índices se construyeron acorde con lo señalado para índices sintéticos a partir de variables ordinales (Becerra-Avella, 2010). Los dos índices se expresan como variable tipificada con media 0 y desviación estándar 1.

En primer lugar se realizó un escalamiento óptimo de las variables ordinales y posteriormente se realizó el análisis de componentes principales. En cada caso el cálculo se realizó con la información pertinente a cada muestra analizada, así para ciclos escolares se consideró la información proveniente de primaria, secundaria y bachillerato para el año 2009 y para bachillerato toda la información proveniente de los siete años analizados.

Se calcularon dos índices socioeconómicos y socioculturales en función del análisis a realizar, a saber: el índice socioeconómico para ciclos escolares del año 2009, el cual incluye preguntas sobre el material de los pisos y las características del servicio sanitario. Para las variables incluidas se tiene un primer factor que explica el 60,19% de la varianza.

En este mismo índice, para la evolución del efecto escolar en bachillerato se incluyó la información de las variables de ocupación de los padres e ingreso familiar mensual, el primer factor obtenido a partir de estas variables explica el 56,80% de la varianza.

El índice sociocultural considerado para cada análisis incluyó información referida al nivel educativo de los padres. Para los ciclos educativos el primer factor explica el 83,66% de la varianza y para la evolución del efecto escolar en bachillerato, el primer factor explica el 76,48% de la varianza.

- Discapacidad. Esta variable se consideró para el estudio de la propiedad científica denominada eficacia diferencial. Se consideró como variable dummy. Fue codificada como 0= no discapacidad, 1= discapacidad. La discapacidad incluye discapacidad sensorial ceguera y sordera, discapacidad motriz o física y discapacidad cognitiva.

6.4.2.2. Variables escolares

Las variables de ajuste consideradas para la institución fueron:

- Nivel socioeconómico: Este índice fue construido calculando el promedio del nivel socioeconómico de los estudiantes de la escuela. Se presenta tipificado con media 0 y desviación estándar 1.
- Valor de la pensión. Fue empleada para el cálculo de la propiedad científica denominada estabilidad. Corresponde al pago que los padres realizan mensualmente a la escuela, desde 2011 en las escuelas públicas esta mensualidad no se cobra, garantizando de este modo el acceso gratuito a la educación. Se consideró como variable ordinal con categorías de 1 a 7. El valor de 1 corresponde a no paga, el valor 2 a menos de \$30.000, 3 entre \$30.000 y menos de \$50.000; 4 entre \$50.000 y menos de \$70.000, 5 entre \$70.000 y menos de \$100.000, 6 entre \$100.000 y menos de \$150.000 y 7 más de \$150.000.

Los valores corresponden al primer año analizado, es decir al año 2000, la relación se mantiene constante aunque las cifras de la pensión tienen ajuste acorde con el índice de precios al consumidor y el régimen de libertad controlada que rige en Colombia para las escuelas privadas.

6.5. INSTRUMENTOS

A continuación se presenta la descripción de los instrumentos empleados por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación -ICFES- como parte del sistema nacional de evaluación de la educación, entidad de la cual fueron tomados los datos para la realización de la presente investigación.

Al respecto podemos decir que este sistema realiza dos evaluaciones: la primera con el objetivo de monitorear el sistema educativo y la segunda, como criterio para el ingreso a los estudios de tercer ciclo (universitarios), la cual además se emplea para monitorear e informar sobre la calidad de la educación al culminar el ciclo de bachillerato.

La primera evaluación se ha implementado a partir del año 1992, su periodicidad no es regular, con lo que puede realizarse cada tres o cinco años. En sus inicios realizó la evaluación para los grados 3° y 5° de primaria y 7° y 9° de secundaria; sin embargo en el año 2002 y en el 2009 se evaluaron 5° y 9° y en el año 2012 se incluyó nuevamente 3°. En relación con el tamaño de la muestra, los aplicativos pueden ser muestrales o censales, dependiendo de consideraciones de tipo metodológico, político y/o económico. En la década del 2000 se realizaron dos aplicaciones muestrales; sin embargo, sólo en una de ellas, la correspondiente al año 2009, incluyó formularios de contexto, de los cuales es posible extraer las variables de factores asociados y con ello las variables de ajuste (ICFES, 2011a). En el año 2012 se realizaron aplicaciones censales y se pretende continuar con esta forma de aplicación en periodos de tres años.

Este proceso considera principalmente la aplicación de pruebas estandarizadas para matemáticas y lenguaje, en algunas oportunidades se han incluido pruebas de ciencias naturales y ciencias sociales. Estas pruebas se acompañan de un formulario que informa sobre los factores de contexto del estudiante, a partir de los cuales se espera poder realizar estudios de factores asociados al desempeño en las pruebas. Asimismo, se han elaborado cuestionarios dirigidos a padres, estudiantes, profesores y directivos.

La aplicación de los datos considerados en la presente investigación fue de carácter muestral, reportando información de contexto para los estudiantes y las escuelas, a la par que informa sobre el desempeño en matemáticas, lenguaje y ciencias naturales, el diseño del estudio consideró para todos los estudiantes la aplicación de las pruebas de matemáticas y para la mitad de ellos, bien la aplicación de lenguaje o de ciencias naturales. El número de ítems para cada prueba fue de 36 para lenguaje y 48 para matemáticas en grado quinto. Para grado noveno el número de ítems fue 54 en cada una de las áreas. Las pruebas se analizan con modelos IRT de dos parámetros, con ítems adecuados en dificultad y discriminación.

La segunda evaluación, denominada prueba examen Saber 11°, se desarrolla al finalizar el bachillerato. En Colombia este examen se ha aplicado regularmente desde el año 1968; a partir del año de 1980 se considera como un requisito obligatorio para el ingreso a la educación superior (tercer ciclo). Con la Ley 1.324 del año 2009 se considera que el examen puede ser utilizado como *“forma de acreditar – validar – que*

se han obtenido los conocimientos y competencias que se esperan de las personas que terminan el nivel de educación media” (Cuevas, 2012, p. 87).

Dicho examen fue modificado a partir de la década del 2000 con el objetivo de adoptar el enfoque de competencias, con lo que se propuso evaluar las áreas de matemáticas, lenguaje, ciencias naturales (biología, física y química), ciencias sociales (historia, geografía y filosofía), inglés, además de un contenido temático de carácter interdisciplinar como por ejemplo violencia y sociedad. Inicialmente cada prueba estaba conformada por 35 preguntas, sin embargo, a partir del año 2007 se ha reducido a solo 24 preguntas, decisión tomada a partir del cálculo de los coeficientes de correlación a través de una prueba de hipótesis, con la cual se determinó que no difería estadísticamente del valor del parámetro con lo que se garantiza que con 24 preguntas se ofrece la misma información que con 35 (ICFES, 2005).

Por otra parte, el modelo de análisis psicométrico corresponde al modelo de Rasch, acorde con el cual los ítems tienen adecuados índices de ajuste tanto *infit* como *outfit*. En relación con la fiabilidad estimada a partir del coeficiente *Alfa de Cronbach* para la década del 2000, acorde con lo reportado por el ICFES (información enviada por mail 2013) se tiene que para el área de matemáticas el mínimo es 0,110, el máximo 0,760, siendo el promedio de 0,425 y la desviación de 0,188. Para el área de lenguaje el mínimo es 0,460, el máximo 0,770, el promedio 0,603 y la desviación de 0,082. Para el área de ciencias naturales el mínimo es 0,377, el máximo es del 0,670, el promedio es de 0,493 y la desviación de 0,076. Para el área de Ciencias Sociales, el mínimo es 0,375, el máximo 0,657, el promedio de 0,531 y la desviación de 0,068.

De otra parte el ICFES (información enviada por mail en 2013), garantiza la equiparación entre las distintas versiones del examen empleando las predicciones del modelo de Rasch a través de las preguntas de anclaje, para lo cual se definen algunos criterios que orienten la toma de decisiones. El examen a partir del cual se realiza la equiparación corresponde al año 2000.

Para la presentación de este examen los estudiantes realizan una inscripción previa, momento en el cual diligencian un formulario en el cual se incluyen preguntas de contexto del estudiante, la familia y la escuela. El formulario contiene alrededor de 90

preguntas y a lo largo de la década ha tenido algunas variaciones tanto en las preguntas como en las categorías de las mismas.

6.6. PROCEDIMIENTO Y ANÁLISIS DE DATOS

6.6.1. Fases

Para estimar el efecto escolar de la educación en Colombia se llevaron a cabo las siguientes fases.

6.6.1.1. Preparación de las bases de datos

Se conformaron 12 bases de datos para realizar el modelamiento. Esta preparación implicó la depuración de la información, que llevó a eliminar del total de datos para los ciclos educativos y bachillerato entre un 10% y 20% de la información, debido a los datos perdidos de las variables de ajuste o de identificación. Se excluyeron también las escuelas con un número de estudiantes inferior a 10 para garantizar fiabilidad (Restrepo y Alviar, 2004). Asimismo, se consideró la imputación de datos, pero no se realizó en atención a que, a pesar de contar con un importante porcentaje de datos perdidos, el tamaño de la muestra obtenida resultaba adecuada para hacer las estimaciones. En esta fase se hizo uso del programa *Access* de Microsoft Office.

Las bases de datos se ajustaron al formato requerido por el programa MLwiN, este ajuste se hizo utilizando el programa SPSS 18.

6.6.1.2. Estimación de la magnitud del efecto escolar para básica primaria, secundaria y bachillerato

La información corresponde al año 2009, dado que es la información más reciente disponible para los tres ciclos educativos y con ello se pueden comparar las variables de ajuste entre los mismos. Es importante aclarar que para el año 2012 se hizo la aplicación de las pruebas para primaria y secundaria, pero no fue posible el acceso a los resultados, ni las bases de datos al momento de realizar el presente estudio. Para primaria y secundaria, dadas las características de aplicación y recolección de la información fue necesario realizar para cada grado realizar cinco modelos nulos y ajustados de tres niveles para cada área y ciclo, siguiendo las indicaciones de la organización para la

cooperación económica y el desarrollo (OECD, 2005) cuando se dispone de valores plausibles. En total, se estimaron 40 modelos multinivel para estos dos ciclos.

Por su parte, para bachillerato en el año 2009, se realizaron cuatro modelos, dos nulos y dos ajustados para cada área. Se trabajó con el puntaje estándar reportado por el ICFES.

De manera complementaria y con el fin de realizar la comparación de la magnitud del efecto escolar, se realizó el modelamiento con modelos multinivel de dos niveles para lo cual se realizaron 40 modelos. El modelamiento se realizó con el programa estadístico MLwiN v2.5.

Con la información obtenida en los modelos se realizó el cálculo del coeficiente de correlación intraclase, a partir del cual se obtiene el efecto escolar *bruto* y *neto*.

6.6.1.3. Estimación de la evolución del efecto escolar para bachillerato

Se consideró la información para los años 2000 a 2003 y 2008 a 2010 en atención a que cuentan con información completa sobre las variables de ajuste. En total se realizaron cuatro modelos nulos y cuatro ajustados por año y área, para un total de 56 modelos. El modelamiento se realizó con el programa estadístico MLwiN v2.5.

6.6.1.4. Estimación de las propiedades científicas del efecto escolar

La consistencia para los ciclos escolares año 2009, se halló entre las áreas de matemáticas y lenguaje. Para ello se calculó el coeficiente de correlación de Pearson entre la normalización de los residuales estandarizados para las escuelas. Los residuales estandarizados corresponden al cociente de los residuales entre el error estándar. La correlación fue realizada con SPSS 18.

La consistencia en bachillerato se calculó para las áreas de matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales, se correlacionaron la normalización de los residuales estandarizados, haciendo uso del coeficiente de correlación de Pearson. El coeficiente de correlación fue calculado con SPSS 18.

La estabilidad se calculó entre cohortes haciendo uso de modelos multinivel para datos longitudinales, en consideración a que se contaba con la información de la década

del 2000 para todos los colegios. El modelamiento se realizó con el programa estadístico MLwiN v2.5.

La eficacia diferencial se estimó para los ciclos educativos y bachillerato, a partir del modelo ajustado. Se estudió la eficacia diferencial para el género, el nivel socioeconómico y sociocultural del estudiante, la discapacidad, la etnia y el nivel socioeconómico de la escuela. La estimación se realizó para todas las áreas y grados disponibles. En total se realizaron 38 modelos. El modelamiento se realizó con el programa estadístico MLwiN v2.5.

6.6.1.5. Evaluación del ajuste de los modelos

A partir de la desviación obtenida para cada modelo, se calculó la diferencia en la verosimilitud entre el modelo ajustado y el modelo nulo y dado que se distribuye χ^2 se determinó la significación. Este cálculo se realizó con el programa Excel de Microsoft office. Por otra parte, se obtuvo la gráfica de los residuos que realiza el programa MLwiN v2.5.

6.6.2. Modelamiento con modelos multinivel de tres niveles

Para estimar el efecto escolar se empleó un modelo multinivel de tres niveles: estudiante, escuela y departamento. Luego de realizar el modelamiento y conociendo la variabilidad por cada nivel se procedió a calcular el efecto escolar haciendo uso del Índice de Correlación Intraclass (ICC).

El proceso de modelado inicia con el modelo nulo, el cual no incluye variables de ajuste y permite calcular el *efecto escolar bruto*. Este modelo indica si existe variabilidad que debe ser explicada y se convierte en la base de comparación con los otros modelos.

El proceso de modelado implica la inclusión de las variables de ajuste del estudiante y de la escuela, a partir de su significación estadística se eliminan o incluyen en el modelo. El modelo final corresponde al modelo con variables fijas y aleatorias significativas y permite calcular el *efecto escolar neto*.

En todos los modelos de primaria y secundaria se realizó el modelamiento con cada uno de los cinco valores plausibles y luego se calculó el promedio para garantizar la estabilidad de los estimadores a partir de valores plausibles.

Para cada estimador se evaluó la significación estadística calculando el valor t . Este valor se asume significativamente distinto de cero cuando es superior a 2 y corresponde al cociente entre el estimador y el error estándar. En los anexos se presenta la información sobre el comportamiento estadístico de los residuos.

6.6.2.1. Modelo nulo (Vacío)

El modelo nulo permite apreciar el puntaje promedio en la prueba sin tener en cuenta ninguna variable de ajuste. Con este modelo se puede contrastar si existe un aporte en la explicación de la variabilidad al incluir las variables de ajuste.

Este modelo con tres niveles modelado con el programa MLwiN v2,5, se expresa de la siguiente forma:

$$Y_{ijk} = \beta_{0ijk} \text{Cons}$$

$$\beta_{0ijk} = \beta_0 + v_{ok} + \mu_{ojk} + e_{ojk}$$

$$[v_{ok}] \sim N(0, \Omega v): \Omega v = [\sigma_{v0}^2]$$

$$[\mu_{ojk}] \sim N(0, \Omega u): \Omega u = [\sigma_{u0}^2]$$

$$[e_{ojk}] \sim N(0, \Omega e): \Omega e = [\sigma_{e0}^2]$$

Donde:

Y_{ijk} = Puntaje promedio en la variable de producto (prueba) para un estudiante i de la escuela j y el departamento k .

Cons= Es una constante igual a 1, para efectos del modelamiento en MLwiN.

β_{0ijk} = Es el promedio esperado en la variable de producto para el estudiante i , de la escuela j y el departamento k . Se compone de:

β_0 = El gran promedio general para la variable de producto (Y_{ijk}).

v_{0k} = Es el efecto aleatorio asociado al tercer nivel (departamento), con distribución normal, media 0 y varianza Ω_v .

μ_{0jk} = Es el efecto aleatorio asociado al segundo nivel (escuela), con distribución normal, media 0 y varianza Ω_u .

e_{0ijk} = Es el efecto aleatorio asociado al primer nivel (estudiante), con distribución normal, media 0 y varianza Ω_e .

6.6.2.2. Modelo ajustado con efectos fijos

Se incorporan en el modelo las variables de ajuste del estudiante y de la escuela. En un primer modelo se consideran todas las variables con efectos fijos y se evalúa su significación estadística para que sigan haciendo parte de modelo o para excluirlas del mismo.

Este modelo intermedio se presenta para efectos de comprender el proceso, aunque no se incluye en el capítulo de resultados. La expresión de este modelo es:

$$Y_{ijk} = \beta_{0ijk} Cons + \beta_1 GENERO_{ijk} + \beta_2 LENGUA_{ijk} + \beta_3 ZNSC1_{ijk} + \beta_4 ZNE_{ijk} + \beta_5 NSE_ESCUELA_{ji}$$

$$\beta_{0ijk} = \beta_0 + v_{0k} + \mu_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \Omega_v): \Omega_v = [\sigma_{v0}^2]$$

$$[\mu_{0jk}] \sim N(0, \Omega_u): \Omega_u = [\sigma_{u0}^2]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e): \Omega_e = [\sigma_{e0}^2]$$

En este modelo, en comparación con el modelo nulo, se representan los coeficientes β_{nijk} para cada una de las variables de ajuste, el subíndice indica el número de variable en el modelo y el nivel al cual pertenece la variable, mientras que el rótulo corresponde a la identificación asignada a la variable dentro del modelo. Los coeficientes β_{nijk} son parámetros que se estiman y expresan el efecto de cada una de las variables de ajuste en el puntaje promedio de la prueba, ellos indican el cambio pronosticado en el puntaje en la prueba por cada unidad que aumenta la variable de ajuste.

6.6.2.3. Modelo ajustado con efectos aleatorios

Este modelo permite la variación de los interceptos y las pendientes, es denominado medias y pendientes como resultados. En este modelo se consideran las variables significativas tanto de la parte fija como aleatoria. En comparación con el modelo ajustado con efectos fijos, se representan las varianzas de las variables de ajuste y el intercepto, como también la covariación entre éstas. Es importante señalar que los efectos aleatorios reflejan la posibilidad de que los estudiantes sean más parecidos dentro del grupo que entre el nivel en el cual están anidados.

El modelo se expresa de la siguiente forma:

$$Y_{ijk} = \beta_{0ijk} Const + \beta_1 GENERO_{ijk} + \beta_2 LENGUA_{ijk} + \beta_3 ZNSC1_{ijk} + \beta_4 ZNE_{ijk} + \beta_5 NSE_ESCUELA_{ji}$$

$$\beta_{0ijk} = \beta_0 + v_{ok} + \mu_{ojk} + e_{ojk}$$

$$\beta_{1ijk} = \beta_1 + v_{1k} + \mu_{1jk} + e_{1ijk}$$

$$\beta_{2ijk} = \beta_2 + v_{2k} + \mu_{2jk} + e_{2ijk}$$

$$\beta_{3ijk} = \beta_3 + v_{3k} + \mu_{3jk} + e_{3ijk}$$

$$\beta_{4ijk} = \beta_4 + v_{4k} + \mu_{4jk} + e_{4ijk}$$

$$\beta_{5ijk} = \beta_5 + v_{5k} + \mu_{5jk} + e_{5ijk}$$

$$\begin{bmatrix} v_{ok} \\ v_{1k} \\ v_{2k} \\ v_{3k} \\ v_{4k} \\ v_{5k} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v): \Omega_v = \begin{bmatrix} \sigma_{v0}^2 & & & & & \\ \sigma_{v01}^2 & \sigma_{v1}^2 & & & & \\ \sigma_{v02}^2 & \sigma_{v12}^2 & \sigma_{v2}^2 & & & \\ \sigma_{v03}^2 & \sigma_{v13}^2 & \sigma_{v23}^2 & \sigma_{v3}^2 & & \\ \sigma_{v04}^2 & \sigma_{v14}^2 & \sigma_{v24}^2 & \sigma_{v34}^2 & \sigma_{v4}^2 & \\ \sigma_{v05}^2 & \sigma_{v15}^2 & \sigma_{v25}^2 & \sigma_{v35}^2 & \sigma_{v45}^2 & \sigma_{v5}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \mu_{ojk} \\ \mu_{1jk} \\ \mu_{2jk} \\ \mu_{3jk} \\ \mu_{4jk} \\ \mu_{5jk} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u): \Omega_u = \begin{bmatrix} \sigma_{u0}^2 & & & & & \\ \sigma_{u01}^2 & \sigma_{u1}^2 & & & & \\ \sigma_{u02}^2 & \sigma_{u12}^2 & \sigma_{u2}^2 & & & \\ \sigma_{u03}^2 & \sigma_{u13}^2 & \sigma_{u23}^2 & \sigma_{u3}^2 & & \\ \sigma_{u04}^2 & \sigma_{u14}^2 & \sigma_{u24}^2 & \sigma_{u34}^2 & \sigma_{u4}^2 & \\ \sigma_{u05}^2 & \sigma_{u15}^2 & \sigma_{u25}^2 & \sigma_{u35}^2 & \sigma_{u45}^2 & \sigma_{u5}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} e_{oijk} \\ e_{1ijk} \\ e_{2ijk} \\ e_{3ijk} \\ e_{4ijk} \\ e_{5ijk} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_e): \Omega_e = \begin{bmatrix} \sigma_{e0}^2 & & & & & \\ \sigma_{e01}^2 & \sigma_{e1}^2 & & & & \\ \sigma_{e02}^2 & \sigma_{e12}^2 & \sigma_{ue}^2 & & & \\ \sigma_{e03}^2 & \sigma_{e13}^2 & \sigma_{e23}^2 & \sigma_{e3}^2 & & \\ \sigma_{e04}^2 & \sigma_{e14}^2 & \sigma_{e24}^2 & \sigma_{e34}^2 & \sigma_{e4}^2 & \\ \sigma_{e05}^2 & \sigma_{e15}^2 & \sigma_{e25}^2 & \sigma_{e35}^2 & \sigma_{e45}^2 & \sigma_{e5}^2 \end{bmatrix}$$

Respecto a los modelos anteriores se tiene que:

β_{nijk} = Es el coeficiente de cada variable de ajuste, expresa el efecto de cada variable para un estudiante i , de la escuela j y el departamento k , se compone de:

β_n = Pendiente media asociada a las escuelas anidadas en el tercer nivel, el subíndice n indica el número de variable de ajuste considerada en el modelo.

v_{nk} = Es el efecto aleatorio de la pendiente de la variable n asociado al tercer nivel, con distribución normal, media 0 y varianza Ω_v .

μ_{nj} = Es el efecto aleatorio de la pendiente de la variable n asociado al segundo nivel, con distribución normal, media 0 y varianza Ω_u .

e_{nj} = Es el efecto aleatorio de la pendiente de la variable n asociado al primer nivel, con distribución normal, media 0 y varianza Ω_e .

En la variabilidad del modelo aleatorio, se tiene que:

Ω = matriz de varianzas y covarianzas para cada nivel de las medias y las pendientes de las variables incluidas en el modelo.

A partir de este modelo ajustado se realiza la estimación de la eficacia diferencial incorporando al modelo las variables de discapacidad y etnia.

6.6.3. Modelamiento con modelos multinivel longitudinales

La estimación de la estabilidad del efecto escolar se realizó con modelos multinivel longitudinales. El modelamiento inicia con el modelo nulo y posteriormente se incluyen las variables de ajuste. Dadas las características del modelo, se considera variable de

primer nivel, las ocasiones en las que se realizó la medida, es decir, las medidas repetidas y como variable de ajuste el valor de la pensión de la escuela.

El modelo incluyendo la variable de ajuste y modelado con el programa MLwiN, se expresa de la siguiente forma:

$$matematicas_{ij} = \beta_{0ij} Cons + \beta_{1ij} pension_{1j}$$

$$\beta_{0ij} = \beta_0 + \mu_{0j} + e_{0ij}$$

$$\beta_{1ij} = \beta_1 + \mu_{1j} + e_{1ij}$$

$$\begin{bmatrix} \mu_{0j} \\ \mu_{1j} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u): \Omega_u = \begin{bmatrix} \sigma_{u0}^2 & \\ \sigma_{u01}^2 & \sigma_{u1}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} e_{0ij} \\ e_{1ij} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_e): \Omega_e = \begin{bmatrix} \sigma_{e0}^2 & \\ \sigma_{e01}^2 & \sigma_{e1}^2 \end{bmatrix}$$

La intersección corresponde a la media global para la variable dependiente, en este caso el puntaje en la prueba, en el modelo la variabilidad del primer nivel, es decir de tiempo, corresponde a σ_{e1}^2 y la variabilidad del segundo nivel, las escuelas corresponde a σ_{u1}^2 . Al igual que en los otros modelos se evalúa la significación en la parte fija y aleatoria y se realiza la evaluación de modelo.

Capítulo 7.

ESTIMACIÓN DE LA MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR

Este capítulo presenta la estimación de la magnitud del efecto escolar para Colombia. El capítulo se divide en dos partes: en la primera se presentan los resultados a partir de los datos del 2009 para los tres ciclos educativos: básica primaria, básica secundaria y bachillerato. En la segunda se presenta la evolución del efecto escolar para bachillerato a partir de la información obtenida para siete años de la década del 2000. Como complemento se aportan los resultados para modelos de dos niveles.

La estimación se realiza considerando como variables de producto los puntajes en las pruebas estandarizadas de matemáticas y lenguaje y como variables de ajuste el género, la lengua materna, el nivel sociocultural y socioeconómico del estudiante y el nivel socioeconómico de la escuela. Para la evolución del efecto escolar se consideran las mismas variables de ajuste a excepción de lengua materna dado que no se cuenta con esta información para todos los años analizados.

El modelamiento se realizó con modelos multinivel de dos y tres niveles: estudiante-escuela y estudiante-escuela-departamento. Los resultados permiten conocer el efecto escolar bruto y neto.

7.1. MAGNITUD DEL EFECTO ESCOLAR

Como se ha señalado anteriormente, se entiende por efecto escolar la capacidad de los centros docentes para influir en los resultados de sus alumnos. Técnicamente se operacionaliza como *el porcentaje de variación en el rendimiento de los alumnos debido a las características procesuales del centro en el que están escolarizados*.

Este efecto escolar, es el llamado efecto escolar neto, es decir con las variables de ajuste, pero también es posible estimar el efecto escolar bruto, es decir, sin ninguna variable de ajuste. Así, para calcular el efecto escolar (o efecto escolar neto) desde un planteamiento multinivel, el efecto escolar corresponde a la correlación intraclase, CCI, (en este caso intraescuela) o autocorrelación del modelo ajustado. Se calcula a través de la siguiente fórmula:

Para dos niveles:

$$CCI = \frac{\sigma_{\mu_0}^2}{\sigma_{\mu_0}^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2}$$

Para tres niveles:

$$CCI = \frac{\sigma_{\mu_0}^2}{\sigma_{V_0}^2 + \sigma_{\mu_0}^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2}$$

Donde:

$\sigma_{V_0}^2$ = Varianza del departamento. Corresponde a la variabilidad debida al nivel tres.

$\sigma_{\mu_0}^2$ = Varianza de la escuela.

$\sigma_{\varepsilon_i}^2$ = Varianza del estudiante.

7.1.1. Estimación del efecto escolar para básica primaria

Este apartado presenta los resultados de la estimación del efecto escolar a partir de los datos de grado 5° de primaria. Se presentan los resultados del modelamiento, inicialmente el modelo nulo, luego el modelo ajustado por las variables de alumno y escuela y finalmente lo correspondiente al cálculo del efecto escolar.

7.1.1.1. Modelo nulo (Vacío)

Este modelo corresponde al primer modelo que se realiza cuando se hace uso de modelos multinivel y permite la comparación con los modelos posteriores. Su especificación es la siguiente:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{00k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{00k} son los errores de cada nivel, estudiante, escuela y departamento.

Para la variable producto rendimiento en matemáticas, los resultados son:

- $\hat{\beta}_0 = 278,144$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 5,3526$
- $\hat{V}_{00k} = 643,698$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 213,005$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 1787,019$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 81,315$
- $\hat{e}_{ijk} = 3779,813$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 21,013$
- Razón de verosimilitud = 732699,451, para los 65.843 casos.

Para lenguaje el planteamiento es análogo:

- $\hat{\beta}_0 = 285,784$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 5,219$
- $\hat{V}_{00k} = 583,929$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 200,955$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 1925,320$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 92,762$
- $\hat{e}_{ijk} = 4051,364$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 32,156$

- Razón de verosimilitud = 369053,528, para los 32.868 casos.

En la tabla 7.1, en la cual se presentan los resultados de los modelos nulos para las dos áreas, se aprecia que la variabilidad entre departamentos y escuelas es estadísticamente significativa, lo cual justifica el uso de modelos multinivel. El puntaje promedio esperado en las pruebas se encuentra por debajo de la media (300) y es mayor para lenguaje. En el componente aleatorio del modelo, acorde con lo esperado, se encuentra mayor variabilidad para los estudiantes.

TABLA 7.1. RESULTADOS DE PROCESO DE MODELAMIENTO. EFECTO ESCOLAR BRUTO. PRIMARIA, AÑO 2009

	Matemáticas		Lenguaje	
	B	ee	B	ee
Parte fija				
Intercepto	278,144	5,3526	285,784	5,219
Parte aleatoria				
Departamentos	643,698	213,005	583,929	200,955
Escuelas	1787,019	81,315	1925,320	92,762
Estudiantes	3779,813	21,013	4051,364	32,156

Fuente: elaboración propia.

7.1.1.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios

Este modelo considera la estimación del efecto escolar con las variables de ajuste. Se evalúa la significación estadística de las variables como efectos fijos y se encuentra que todas las variables son significativas, por lo que ninguna se excluye del modelo. Posteriormente, en la parte aleatoria se evalúa cada una de las variables permitiendo que varíen las intercepciones y las pendientes en los tres niveles, se fija en cero las varianzas y las covarianzas no significativas y se obtienen los resultados finales para el modelo.

Para la estimación del efecto escolar neto (o efecto escolar, sin más), es necesario partir de los Modelos Multinivel ajustados.

En este trabajo esas variables explicativas se concretan en cinco:

1. Género
2. Lengua materna

3. Nivel sociocultural
4. Nivel socioeconómico (estudiante)
5. Nivel socioeconómico (escuela)

Utilizando la terminología del modelado multinivel tenemos:

Modelo I o modelo nulo:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{0jk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{0k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{0jk} , V_{0k} son los errores de cada nivel.

Modelo II, o modelo ajustado

Nivel 1:

$$y_{ij} = \beta_{0ijk} \text{Cons} + \beta_1 \text{GENERO}_{ijk} + \beta_2 \text{LENGUA}_{ijk} + \beta_3 \text{ZNSC1}_{ijk} + \beta_4 \text{ZNE}_{ijk} + \beta_5 \text{NSE_ESCUELA}_{ji} + \varepsilon_{ij}$$

Nivel 2:

$$\beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{0jk}; \beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk}; \beta_{2jk} = \beta_{20k} + \mu_{2jk}; \beta_{3jk} = \beta_{30k} + \mu_{3jk};$$

$$\beta_{4jk} = \beta_{40k} + \mu_{4jk}; \beta_{5jk} = \beta_{50k} + \mu_{5jk}$$

Nivel 3:

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + v_{00k}; \beta_{10k} = \gamma_{100} + v_{10k}; \beta_{20k} = \gamma_{200} + v_{20k}; \beta_{30k} = \gamma_{300} + v_{30k}; \beta_{40k} = \gamma_{400} + v_{40k};$$

$$\beta_{50k} = \gamma_{500} + v_{50k}$$

Donde respecto al modelo nulo se tiene los β_{njk} corresponde a las variables de ajuste incluidas en el modelo.

β_{0jk} = puntaje promedio para el estudiante 0 de la escuela j y el departamento k , se compone de β_{00k} corresponde al valor promedio de la intersección para las escuela, y μ_{0jk} el error aleatorio. Se agregan el coeficiente respectivo acorde con las variables de ajuste incluidas en el modelo.

β_{1jk} = es el promedio de la pendiente que da cuenta de la variación entre escuelas j y departamentos k , se compone de β_{10k} corresponde al valor promedio de la pendiente para las escuelas, y μ_{1jk} y el error aleatorio. Se agregan el coeficiente respectivo acorde con las variables de ajuste incluidas en el modelo.

β_{00k} = puntaje promedio para la intersección incluyendo el tercer nivel, se compone de γ_{000} corresponde al promedio general y v_{00k} es el error aleatorio, al realizar el modelamiento con el programa se representa como v y así se expresa en los resultados para cada área, aunque en el modelo general se representa con u_{00k} .

β_{10k} = es la pendiente media del tercer nivel y se compone de γ_{100} corresponde al valor promedio de la intersección y v_{10k} y el error aleatorio, al realizar el modelamiento con el programa se representa como v y así se expresa en los resultados para cada área aunque en el modelo general se representa con u_{10k} .

En el modelo ajustado, el primer paso es la introducción de las variables en la parte fija del modelo y luego de determinar su significación, se permite que varíen las medias y pendientes, de tal manera que se tienen las varianzas de las variables de ajuste y el intercepto y la covariación entre estas. Al igual que los coeficientes de la parte aleatoria, se evalúa la significación de las varianzas y covarianzas fijándolas en cero cuando no son significativas estadísticamente, para luego establecer el modelo final. A partir de estos resultados, se determina para cada variable de ajuste su variabilidad en cada uno de los tres niveles incluidos, esta es la información que para los tres ciclos educativos se señala en la tabla con asterisco.

Con lo anterior, se tiene que los resultados para la variable rendimiento en matemáticas sería:

- $\hat{\beta}_0 = 300,021$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 3,275$
- $\hat{\beta}_1 = -7,012$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,603$
- $\hat{\beta}_2 = -39,760$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 3,274$
- $\hat{\beta}_3 = 7,993$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,427$
- $\hat{\beta}_4 = 6,913$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,407$
- $\hat{\beta}_5 = 17,612$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_5) = 2,137$
- $\hat{V}_{00k} = 197,754$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 73,345$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 595,509$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 41,637$
- $\hat{e}_{ijk} = 3617,290$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 28,134$
- Razón de verosimilitud = 481.233,001, para los 43.334 casos.

De forma análoga, para el rendimiento en lenguaje los resultados de la estimación son los siguientes:

- $\hat{\beta}_0 = 299,264$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 3,131$
- $\hat{\beta}_1 = 11,229$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,893$
- $\hat{\beta}_2 = -45,833$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 4,806$
- $\hat{\beta}_3 = 10,561$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,576$
- $\hat{\beta}_4 = 7,304$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,556$
- $\hat{\beta}_5 = 17,019$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_5) = 2,524$
- $\hat{V}_{00k} = 165,064$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 65,395$

- $\hat{\mu}_{ojk} = 411,014$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 37,398$
- $\hat{e}_{ijk} = 3930,902$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 39,257$
- Razón de verosimilitud = 241280,957, para los 21584 casos

En la tabla 7.2, se aprecian los resultados del modelo ajustado con las variables del estudiante y de la escuela.

TABLA 7.2. RESULTADOS DE PROCESO DE MODELAMIENTO. EFECTO ESCOLAR NETO. PRIMARIA, AÑO 2009

	Matemáticas		Lenguaje	
	B	ee	B	ee
Parte fija				
Intercepto	300,021	3,275	299,264	3,131
Género	-7,012	0,603	11,229	0,893
Lengua materna	-39,760	3,274	-45,833	4,806
Nivel sociocultural	7,993*	0,427	10,561*	0,576
Nivel socioeconómico	6,913*	0,407	7,304	0,556
Nivel socioeconómico de la escuela	17,612***	2,137	17,019**	2,524
Parte aleatoria				
Departamentos	197,754	73,345	165,064	65,395
Escuelas	595,509	41,637	411,014	37,398
Estudiantes	3617,290	28,134	3930,902	39,257

Notas: * significación para escuela.

** significación para escuela y departamento.

*** significación para escuela, estudiante y departamento.

Fuente: elaboración propia.

Respecto a la parte aleatoria del modelo, se tiene que las variables con significación señalan que existen cambios entre las medias y las pendientes debido al nivel. Para matemáticas se encuentra variabilidad en el puntaje promedio entre las escuelas debido a los factores socioculturales y socioeconómicos de los estudiantes y para los tres niveles debido al nivel socioeconómico de la escuela. Para el área de lenguaje se encuentra diferencia entre las escuelas debido al nivel sociocultural del estudiante y diferencias entre las escuelas y entre los departamentos debido al nivel socioeconómico de la escuela. La variación entre escuelas indica que para algunas instituciones el nivel cultural y nivel socioeconómico tiene un efecto positivo en el resultado de la prueba, mientras que para otras no existe este efecto o es negativo.

Aunque se escapa de los objetivos de este trabajo, es interesante comentar el significado de los coeficientes de las variables de ajuste y sus implicaciones.

1. Existen diferencias significativas en el rendimiento de los estudiantes tanto en matemáticas como en lengua en función de su género, pero de sentido contrario en función de la variable de producto. Efectivamente, en matemáticas, los niños sacan mejores resultados como promedio respecto a las niñas. Concretamente 7,01 puntos más; mientras que en lengua son las niñas las que superan a sus compañeros varones. En este caso, la diferencia es superior, alcanzando los 11,23 puntos.
2. Para las dos áreas el hablar una lengua distinta al español (de alguna de las etnias) se asocia negativamente con el puntaje promedio en la prueba; la magnitud del estimador en las dos áreas se encuentra entre 39 y 45 puntos.
3. Existen diferencias significativas en el rendimiento en ambas áreas en función del nivel socio-económico y del nivel cultural. Los índices sociocultural y socioeconómico para estudiante y escuela se asocian positivamente con el puntaje promedio, con valores entre siete y diez puntos cuando se trata de variables del estudiante y de 17 puntos cuando se trata del nivel socioeconómico de la escuela.

7.1.1.3. Efectos escolares

Considerando la información proveniente de la parte aleatoria, tanto del modelo nulo como del modelo ajustado, se calcula el coeficiente de correlación intraclase (CCI), el cual informa sobre la similitud de los datos en cada nivel de agregación y se ha considerado un indicador apropiado sobre el efecto escolar. En la tabla 7.3 se informa del *efecto escolar bruto* y del *neto* para primaria.

Se aprecia que el efecto bruto -calculado a partir del modelo nulo- para la escuela en las dos áreas tiene un porcentaje cercano al 30% y desciende hasta el 13% y 9% al considerar las variables de ajuste. El porcentaje para ambas áreas correspondiente al departamento se encuentra cercano al 9% en el primer modelo y desciende hasta el 3,6% para el modelo ajustado.

TABLA 7.3. RESULTADOS EFECTO ESCOLAR BRUTO Y NETO PARA MATEMÁTICAS Y LENGUAJE. PRIMARIA.
AÑO 2009

Nivel	Matemáticas		Lenguaje	
	Bruto	Neto	Bruto	Neto
Departamento	10,365	4,484	8,901	3,662
Escuela	28,774	13,502	29,347	9,119

Se expresa el efecto escolar en porcentaje.

Fuente: elaboración propia.

Al comparar la variabilidad entre *el efecto bruto y el neto* -calculado a partir del modelo ajustado- se aprecia que es mayor la variación para el nivel de escuela respecto al nivel de departamento y es mayor también para el área de Matemáticas.

El modelo que permiten calcular el efecto escolar presenta adecuados índices de ajuste y cumple los supuestos en relación con los residuos, como se puede apreciar en el anexo.

7.1.2. Estimación del efecto escolar para básica secundaria

Este apartado presenta los resultados de la estimación del efecto escolar a partir de los datos de grado 9º, que corresponde al final de la educación básica secundaria. Se presentan los resultados del modelamiento a partir del modelo nulo, el modelo con variables de ajuste y el cálculo de efecto escolar.

7.1.2.1. Modelo nulo (Vacío)

Este modelo corresponde al primer modelo que se realiza cuando se hace uso de modelos multinivel y permite la comparación con los modelos posteriores. Su especificación es la siguiente:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{00k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k=1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

Y , e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{00k} son los errores de cada nivel, estudiante, escuela y departamento.

Para la variable de producto rendimiento en Matemáticas, los resultados son:

- $\hat{\beta}_0 = 291,163$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 5,1738$
- $\hat{V}_{00k} = 1656,715$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 340,1542$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 1821,137$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 91,032$
- $\hat{e}_{ij} = 4064,9864$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ij}) = 24,5552$
- Razón de verosimilitud = 625215,424, para los 55805 casos.

Para el área de lenguaje el planteamiento es análogo:

- $\hat{\beta}_0 = 292,922$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 4,8088$
- $\hat{V}_{00k} = 1391,062$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 294,102$
- $\hat{\mu}_{oj} = 1579,0612$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{oj}) = 84,5038$
- $\hat{e}_{ijk} = 4317,9098$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 35,1832$
- Razón de verosimilitud = 376423,263, para los 27.800 casos.

Los resultados para secundaria se presentan en la tabla 7.4. Se aprecia que la variabilidad entre departamentos y escuelas para las dos áreas es estadísticamente

TABLA 7.4. RESULTADOS DE PROCESO DE MODELAMIENTO. EFECTO ESCOLAR BRUTO. SECUNDARIA, AÑO 2009

	Matemáticas		Lenguaje	
	B	ee	B	ee
Parte fija				
Intercepto	291,163	5,1738	292,922	4,8088
Parte aleatoria				
Departamentos	1656,715	340,1542	1391,062	294,102
Escuelas	1821,137	91,032	1579,0612	84,5038
Estudiantes	4064,9864	24,5552	4317,9098	35,1832

Fuente: elaboración propia.

significativa, lo cual justifica el uso de modelos multinivel. El puntaje promedio esperado en las pruebas se encuentra por debajo de la media (300) y es mayor para lenguaje. En el componente aleatorio del modelo, acorde con lo esperado, la mayor variabilidad es para los estudiantes.

7.1.2.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios

Este modelo considera la estimación del efecto escolar con las variables de ajuste. Se evalúa la significación estadística de las variables como efectos fijos y se encuentra que todas las variables son significativas, por lo que ninguna se excluye del modelo. Posteriormente, en la parte aleatoria se evalúa cada una de las variables permitiendo que varíen las intercepciones y las pendientes en los tres niveles, se fija en cero las varianzas y las covarianzas no significativas y se obtienen los resultados finales para el modelo.

Para la estimación del efecto escolar neto, es necesario partir de los Modelos Multinivel ajustados. Para este ciclo escolar las variables de ajuste se concretan en cinco:

1. Género
2. Lengua materna
3. Nivel sociocultural
4. Nivel socio económico (estudiante)
5. Nivel socio económico (escuela)

Utilizando la terminología del modelado multinivel tenemos:

Modelo I o modelo nulo:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{0k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k=1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{0k} son los errores de cada nivel.

Modelo II, o modelo ajustado

Nivel 1:

$$y_{ij} = \beta_{0ijk} \text{Cons} + \beta_1 \text{GENERO}_{ijk} + \beta_2 \text{LENGUA}_{ijk} + \beta_3 \text{ZNSC1}_{ijk} + \beta_4 \text{ZNE}_{ijk} + \beta_5 \text{NSE_ESCUELA}_{ji} + \varepsilon_{ij}$$

Nivel 2:

$$\beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{0jk}; \beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk}; \beta_{2jk} = \beta_{20k} + \mu_{2jk}; \beta_{3jk} = \beta_{30k} + \mu_{3jk};$$

$$\beta_{4jk} = \beta_{40k} + \mu_{4jk}; \beta_{5jk} = \beta_{50k} + \mu_{5jk}$$

Nivel 3:

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + v_{00k}; \beta_{10k} = \gamma_{100} + v_{10k}; \beta_{20k} = \gamma_{200} + v_{20k}; \beta_{30k} = \gamma_{300} + v_{30k}; \beta_{40k} = \gamma_{400} + v_{40k};$$

$$\beta_{50k} = \gamma_{500} + v_{50k}$$

Es importante anotar que la explicación sobre la notación fue presentada en el apartado correspondiente a primaria.

Los resultados para la variable rendimiento en matemáticas sería:

- $\hat{\beta}_0 = 314,095$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 2,670$
- $\hat{\beta}_1 = -24,363$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,688$
- $\hat{\beta}_2 = -28,381$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 5,675$
- $\hat{\beta}_3 = 9,998$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,477$
- $\hat{\beta}_4 = 3,475$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,408$
- $\hat{\beta}_5 = 46,754$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_5) = 4,161$
- $\hat{V}_{00k} = 240,674$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 74,583$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 742,763$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 56,036$
- $\hat{e}_{ijk} = 3836,774$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 24,322$
- Razón de verosimilitud = 486625,445, para los 43671 casos.

De forma análoga, para Rendimiento en lengua los resultados de la estimación son los siguientes:

- $\hat{\beta}_0 = 302,998$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 2,384$
- $\hat{\beta}_1 = 8,217$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,946$
- $\hat{\beta}_2 = -28,418$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 8,107$
- $\hat{\beta}_3 = 12,300$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,667$
- $\hat{\beta}_4 = 4,287$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,563$
- $\hat{\beta}_5 = 39,752$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_5) = 3,857$
- $\hat{V}_{00k} = 168,950$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 57,351$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 466,037$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 40,739$
- $\hat{e}_{ijk} = 4269,295$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 42,311$
- Razón de verosimilitud = 245291,398, para los 217481 casos.

Se encuentra que todas las variables son significativas en el componente fijo del modelo, comportamiento similar al observado en básica primaria. Los resultados se reportan en la tabla 7.5.

En la parte aleatoria del modelo, se encuentra significación entre escuelas en el área de matemáticas debido a las variables género, nivel sociocultural y nivel socioeconómico del estudiante, así como diferencias debidas a la escuela y el departamento para el nivel sociocultural de la escuela. Para el área de lenguaje se encuentran diferencias debidas a la escuela en función del nivel sociocultural del estudiante y entre escuelas y departamentos debido al nivel socioeconómico de la escuela. Esta variación entre medias y pendientes señala la existencia de diferencias entre las escuelas y los departamentos debido a las variables contextuales socioeconómicas y socioculturales.

TABLA 7.5. RESULTADOS DE PROCESO DE MODELAMIENTO: EFECTO ESCOLAR NETO. SECUNDARIA, AÑO 2009

	Matemáticas		Lenguaje	
	B	ee	B	ee
Parte fija				
Intercepto	314,095	2,670	302,998	2,384
Género	-24,363*	0,688	8,217	0,946
Lengua materna	-28,381	5,675	-28,418	8,107
Nivel sociocultural	9,998*	0,477	12,300*	0,667
Nivel socioeconómico	3,475*	0,408	4,287	0,563
Nivel socioeconómico de la escuela	46,754**	4,161	39,752**	3,857
Parte aleatoria				
Departamentos	240,674	74,583	168,950	57,351
Escuelas	742,763	56,036	466,037	40,739
Estudiantes	3836,774	24,322	4269,295	42,311

Notas: * significación para escuela.

** significación para escuela y departamento.

Fuente: elaboración propia.

Algunos resultados de interés en relación con el efecto de las variables contextuales en el puntaje de las pruebas son:

1. Para secundaria, el género femenino representa una ventaja en los puntajes para la prueba de lenguaje, más no así en la prueba de matemáticas. En la primera se asocia con obtener 8,2 puntos más respecto a los hombres, en contraste con matemáticas en la cual las mujeres obtendrían cerca de 25 puntos menos.
2. Para las dos áreas el hablar una lengua distinta al español se asocia negativamente con el puntaje promedio en la prueba en las dos áreas.
3. Los índices sociocultural y socioeconómico para estudiante y escuela se asocian positivamente con el puntaje promedio, con magnitud entre tres y doce puntos cuando se trata de variables del estudiante y más de 46 puntos cuando se trata del nivel socioeconómico de la escuela. La magnitud de los estimadores en el área de matemáticas es mayor respecto a los estimadores del área de lenguaje.

7.1.2.3. Efectos escolares

En la tabla 7.6 se observa *el efecto escolar bruto y neto* -calculados a partir del modelo nulo y ajustado respectivamente-. Para secundaria se aprecia el efecto escolar bruto escolar entre 21% y 24% para el área de matemáticas, el cual desciende hasta 4% y 15% para el efecto neto. Para el área de lenguaje el efecto bruto entre 19% y 21%. El cual desciende a 3% y 9%. El valor del efecto escolar neto es mayor para matemáticas y para el nivel de escuela.

TABLA 7.6. EFECTO ESCOLAR BRUTO Y NETO PARA MATEMÁTICAS Y LENGUAJE. SECUNDARIA, AÑO 2009

Nivel	Matemáticas		Lenguaje	
	Bruto	Neto	Bruto	Neto
Departamento	21,964	4,993	19,087	3,445
Escuela	24,144	15,409	21,666	9,503

Se expresa el efecto escolar en porcentaje

Fuente: elaboración propia.

El modelo presenta adecuados índices de ajuste y cumple los supuestos en relación con los residuos, como es posible apreciar en el anexo C.

7.1.3. Estimación del efecto escolar para Bachillerato

Se presentan los resultados del modelamiento de los datos para el grado 11° del ciclo de formación en Colombia, que se corresponde con el nivel de bachillerato. Inicialmente se describen los resultados del modelo vacío, luego el modelo con variables de ajuste y finalmente la información sobre el efecto escolar bruto y neto.

7.1.3.1. Modelo nulo (Vacío)

Este modelo corresponde al primer modelo que se realiza cuando se hace uso de modelos multinivel y permite la comparación con los modelos posteriores. Su especificación es la siguiente:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{0k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

Y e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{0k} son los errores de cada nivel, estudiante, escuela y departamento.

Para la variable de producto rendimiento en matemáticas, los resultados son

- $\hat{\beta}_0 = 42,485$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,348$
- $\hat{V}_{00k} = 3,451$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 0,961$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 26,993$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,476$
- $\hat{e}_{ijk} = 88,577$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,199$
- Razón de verosimilitud = 2796466,883, para los 390972 casos.

Para el área de lenguaje el planteamiento es análogo:

- $\hat{\beta}_0 = 45,215$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,233$
- $\hat{V}_{00k} = 1,574$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 0,432$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 9,792$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,183$
- $\hat{e}_{ijk} = 53,314$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,120$
- Razón de verosimilitud = 2522273,3, para los 390972 casos.

Los resultados para este nivel educativo se presentan en la tabla 7.7. La variabilidad entre departamentos y escuelas para las dos áreas es estadísticamente significativa, lo cual justifica el uso de modelos multinivel. El puntaje promedio esperado en las pruebas se encuentra por debajo de la media (50) y es mayor para Lenguaje. En el componente aleatorio del modelo, como es de esperarse, se encuentra mayor variabilidad para los estudiantes.

TABLA 7.7. RESULTADOS DE PROCESO DE MODELAMIENTO: EFECTO ESCOLAR BRUTO. BACHILLERATO, AÑO 2009

	Matemáticas		Lenguaje	
	B	ee	B	ee
Parte fija				
Intercepto	42,485	0,348	45,215	0,233
Parte aleatoria				
Departamentos	3,451	0,961	1,574	0,432
Escuelas	26,993	0,476	9,792	0,183
Estudiantes	88,577	0,199	53,314	0,120

Fuente: elaboración propia.

7.1.3.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios

Este modelo considera la estimación del efecto escolar con las variables de ajuste. Se evalúa la significación estadística de las variables como efectos fijos y se encuentra que todas las variables son significativas, por lo que ninguna se excluye del modelo. Posteriormente, en la parte aleatoria se evalúa cada una de las variables permitiendo que varíen las intercepciones y las pendientes en los tres niveles, se fija en cero las varianzas y las covarianzas no significativas y se obtienen los resultados finales para el modelo.

Para la estimación del efecto escolar neto (o efecto escolar, sin más), es necesario partir de los Modelos Multinivel ajustados. En este trabajo esas variables explicativas se concretan en cinco:

1. Género
2. Lengua materna
3. Nivel sociocultural
4. Nivel socio económico (estudiante)
5. Nivel socio económico (escuela)

Utilizando la terminología del modelado multinivel tenemos:

Modelo I o modelo nulo:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0,jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{0k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{0k} son los errores de cada nivel.

Modelo II, o modelo ajustado

Nivel 1:

$$y_{ij} = \beta_{0ijk} \text{Cons} + \beta_1 \text{GENERO}_{ijk} + \beta_2 \text{LENGUA}_{ijk} + \beta_3 \text{ZNSC1}_{ijk} + \beta_4 \text{ZNE}_{ijk} + \beta_5 \text{NSE_ESCUELA}_{ji} + \varepsilon_{ij}$$

Nivel 2:

$$\beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}; \beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk}; \beta_{2jk} = \beta_{20k} + \mu_{2jk}; \beta_{3jk} = \beta_{30k} + \mu_{3jk};$$

$$\beta_{4jk} = \beta_{40k} + \mu_{4jk}; \beta_{5jk} = \beta_{50k} + \mu_{5jk}$$

Nivel 3:

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + v_{00k}; \beta_{10k} = \gamma_{100} + v_{10k}; \beta_{20k} = \gamma_{200} + v_{20k};$$

$$\beta_{30k} = \gamma_{300} + v_{30k}; \beta_{40k} = \gamma_{400} + v_{40k}; \beta_{50k} = \gamma_{500} + v_{50k}$$

Los resultados para la variable rendimiento en matemáticas sería:

- $\hat{\beta}_0 = 44,173$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,271$
- $\hat{\beta}_1 = -2,064$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,101$
- $\hat{\beta}_2 = -0,526$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 0,125$
- $\hat{\beta}_3 = 1,483$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,057$
- $\hat{\beta}_4 = 0,220$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,024$

- $\hat{\beta}_5 = 1,142$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_5) = 0,051$
- $\hat{V}_{00k} = 2,025$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 0,575$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 14,667$, con error estándar $ee(\mu_{ojk}) = 0,343$
- $\hat{e}_{ijk} = 82,884$, con error estándar $ee(e_{ijk}) = 0,308$
- Razón de verosimilitud = 2696690,000, para los 380365 casos

De forma análoga, para rendimiento en lenguaje los resultados de la estimación son los siguientes:

- $\hat{\beta}_0 = 45,265$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,137$
- $\hat{\beta}_1 = 0,415$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,053$
- $\hat{\beta}_2 = -0,748$, con error estándar $se(\beta_2) = 0,102$
- $\hat{\beta}_3 = 1,055$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,018$
- $\hat{\beta}_4 = 0,171$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,018$
- $\hat{\beta}_5 = 0,900$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_5) = 0,039$
- $\hat{V}_{00k} = 0,483$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 0,143$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 3,545$, con error estándar $ee(\mu_{ojk}) = 0,124$
- $\hat{e}_{ijk} = 54,993$, con error estándar $ee(e_{ijk}) = 0,083$
- Razón de verosimilitud = 2445007,696, para los 380365 casos.

La tabla 7.8 presenta los resultados del proceso de modelamiento para las dos áreas. Se encuentra significación para el modelo ajustado en todas las variables de ajuste, por lo que todas ellas se incluyen en la parte fija del modelo. En la parte aleatoria del mismo se encuentra para las variables género, nivel sociocultural y nivel socioeconómico significación estadística, es decir sus pendientes e interceptos varían entre los niveles.

Las variables con significación en la parte aleatoria señalan que existen cambios entre las medias y las pendientes para los distintos niveles. Para matemáticas y lenguaje a nivel de escuela y departamento se encuentran diferencias significativas debido al género, para la primera área se encuentran diferencias entre escuelas debido al nivel socioeconómico del estudiante y para el departamento debido a los factores socioculturales del estudiante. Para el área de lenguaje se encuentran diferencias debidas a la escuela en las variables lengua materna, nivel socioeconómico del estudiante y la escuela, y nivel sociocultural.

TABLA 7.8. RESULTADOS DE PROCESO DE MODELAMIENTO: EFECTO ESCOLAR NETO. BACHILLERATO, AÑO 2009

	Matemáticas		Lenguaje	
	B	ee	B	ee
Parte fija				
Intercepto	44,173	0,271	45,265	0,137
Género	-2,064**	0,101	0,415**	0,053
Lengua materna	-0,526	0,125	-0,748*	0,102
Nivel sociocultural	1,483***	0,057	1,055*	0,018
Nivel socioeconómico	0,220*	0,024	0,171*	0,018
Nivel socioeconómico de la escuela	1,142	0,051	0,900*	0,039
Parte aleatoria				
Departamentos	2,025	0,575	0,483	0,143
Escuelas	14,667	0,343	3,545	0,124
Estudiantes	82,884	0,308	54,993	0,083

Notas: * significación para escuela.

** significación para escuela y departamento.

*** significación para departamento.

Fuente: elaboración propia.

Al igual que en la educación básica, se comenta brevemente los coeficientes obtenidos en atención a que no son el objeto de estudio en la presente investigación.

1. En relación con el género se encuentra que el ser mujer representa una ventaja para lenguaje, pero no así para matemáticas ya que se asocia con obtener dos puntos menos respecto a los hombres.
2. Para las dos áreas el hablar una lengua distinta al español se asocia negativamente con el puntaje promedio en la prueba.

3. Los índices sociocultural y socioeconómico para el estudiante y el índice socioeconómico de la escuela se asocian positivamente con el puntaje promedio en las pruebas, con valores entre 0,1 y 1,5.

7.1.3.3. Efectos escolares

La tabla 7.9 informa sobre *el efecto escolar bruto y neto* para bachillerato. Se aprecia que con las variables de ajuste el efecto escolar es cercano al 1% para el departamento y entre 5% y 12% para la escuela.

TABLA 7.9. EFECTO ESCOLAR BRUTO Y NETO PARA MATEMÁTICAS Y LENGUAJE. BACHILLERATO, AÑO 2009

Nivel	Matemáticas		Lenguaje	
	Bruto	Neto	Bruto	Neto
Departamento	2,115	1,36	2,022	0,87
Escuela	19,07	12,859	14,12	5,795

Se expresa el efecto escolar en porcentaje.

Fuente: elaboración propia.

El *efecto neto es menor* para el área de lenguaje y presenta un mayor descenso respecto al *efecto bruto* en comparación con el área de matemáticas.

7.1.4. Comparación de resultados en los ciclos educativos

En este apartado se presentan los resultados de la comparación para los tres ciclos educativos de los resultados obtenidos en el proceso seguido: modelo nulo, modelo ajustado y cálculo del efecto escolar.

En el modelo nulo se encuentra que el promedio en la prueba de lenguaje es mayor respecto al de matemáticas en educación básica, en contraste con los resultados para el modelo ajustado, en el cual se mantiene este resultado, excepto para bachillerato, con lo que matemáticas es la de mayor puntaje.

Para los tres ciclos educativos las variables de ajuste incluidas son significativas estadísticamente. El género se asocia con efectos positivos para lenguaje y negativos para matemáticas; por su parte, los índices sociocultural y socioeconómico, tanto del estudiante como de la escuela, se asocian con un efecto positivo en el puntaje promedio en las pruebas, es decir contribuyen a aumentar su valor. Se aprecia que la magnitud del

estimador del nivel socioeconómico de la escuela presenta el mayor valor tanto en primaria como en secundaria.

En los tres ciclos educativos se encuentran diferencias para los puntajes de las pruebas de matemáticas y lenguaje, las cuales se deben a los niveles de agrupación. De la misma manera, se encuentran mayores diferencias entre las escuelas que entre los departamentos.

Para la educación básica el efecto escolar bruto toma un valor superior al 20% y el efecto neto se encuentra entre el 12% y 15% para matemáticas y en 9% para lenguaje. En el caso de bachillerato se tiene un menor efecto escolar bruto y neto, entre 14% y 19% para el efecto bruto y de 13% y de 6% para el efecto neto. El efecto del departamento es menor que el efecto escolar, se encuentra entre el 1% y 5%. Llama la atención que para secundaria el efecto bruto este cercano al 20%, para luego descender hasta el 3% teniendo un efecto similar al observado en primaria. Para resumir, el efecto escolar para todo el ciclo educativo colombiano se encuentra entre el 6% y el 15%.

En relación al ajuste del modelo, se encuentra que el modelo que incluye las variables de ajuste es mejor que el modelo nulo, en la tabla 7.10 se aprecia que las diferencias son significativas.

TABLA 7.10. AJUSTE DEL MODELO DE TRES NIVELES. CICLOS EDUCATIVOS, AÑO 2009

	Primaria		Secundaria		Bachillerato	
	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
Difs. entre modelos	251466,450	127772,570	138589,980	131131,870	99776,880	77265,604
Difs. entre parámetros	16	11	17	11	24	21
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

7.2. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR PARA BACHILLERATO EN EL PERIODO 2000 – 2010

Este apartado presenta los resultados de la estimación del efecto escolar para bachillerato, considerando la información obtenida para las cuatro áreas: matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales. Como se señala en la metodología, la

información corresponde a los años 2000, 2001, 2002, 2003, 2008, 2009 y 2010 en consideración a que cuentan con variables de ajuste comparables.

7.2.1. Modelo nulo (Vacío)

El modelo nulo corresponde al primer modelo que se realiza cuando se hace uso de modelos multinivel y permite la comparación con los modelos posteriores. En consideración al volumen de la información que se presenta y al espacio de escritura, a continuación se enuncia la forma del modelo nulo para el primer año analizado, el cual corresponde al año 2000, se presenta la información detallada para cada una de las áreas de matemáticas, lenguaje, ciencias y sociales. Los datos de los demás años se aprecian en las tablas y tienen una interpretación análoga.

Su especificación es la siguiente:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{00k}$$

Donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

$e_{ijk}, \mu_{ojk}, V_{00k}$ son los errores de cada nivel, estudiante, escuela y departamento.

Para la variable de producto rendimiento en matemáticas, los resultados son:

- $\hat{\beta}_0 = 42,689$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,128$
- $\hat{V}_{00k} = 0,453$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00k}) = 0,127$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 2,563$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,059$
- $\hat{e}_{ijk} = 26,716$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,068$
- Razón de verosimilitud = 1936433,379, para los 314560 casos.

Para lenguaje el planteamiento es análogo:

- $\hat{\beta}_0 = 45,619$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,236$
- $\hat{V}_{00K} = 1,614$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00K}) = 0,444$
- $\hat{\mu}_{oj} = 6,451$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{oj}) = 0,13$
- $\hat{e}_{ij} = 31,786$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ij}) = 0,081$
- Razón de verosimilitud = 1995160,218, para los 314560 casos.

Para la variable de producto rendimiento en ciencias naturales, los resultados son:

- $\hat{\beta}_0 = 44,66$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,127$
- $\hat{V}_{00K} = 0,422$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00K}) = 0,124$
- $\hat{\mu}_{oj} = 4,73$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{oj}) = 0,09$
- $\hat{e}_{ij} = 14,234$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ij}) = 0,036$
- Razón de verosimilitud = 1745338,82, para los 314560 casos

Para la variable de producto ciencias sociales los resultados son:

- $\hat{\beta}_0 = 43,618$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,19$
- $\hat{V}_{00K} = 1,029$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00K}) = 0,286$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 4,869$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,095$
- $\hat{e}_{ijk} = 19,391$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,049$
- Razón de verosimilitud = 1840944,151, para los 314560 casos.

En las tablas 7.11 a 7.14 se presentan los resultados de los modelos nulos para las cuatro áreas en los siete años analizados.

En la tabla 7.11 se presenta la información para el área de matemáticas, se puede apreciar que el efecto bruto a nivel de escuela para esta área, tiene dos momentos, en los cuatro primeros años de la década, el porcentaje de varianza explicada se encuentra entre 6% y 13% y en los tres últimos años de esta década es igual o superior al 20% (tabla 7.11). Para el lenguaje se encuentran resultados más homogéneos para los años

estudiados, se encuentran entre 11% y 19% de efecto escolar, siendo el mayor para el año 2003 (tabla 7.12).

En comparación con las demás áreas para el área de ciencias naturales se encuentran los mayores porcentajes en el modelo nulo, los valores se encuentran entre 18% y 27% (tabla 7.13). El área de ciencias sociales tiene los porcentajes con menor variabilidad de las cuatro áreas estudiadas, con un efecto escolar bruto que se encuentra entre 18% y 21% (tabla 7.14).

Durante la década, el efecto bruto para departamento asume porcentajes inferiores al 5% para todas las áreas; de igual manera el puntaje promedio en las pruebas es inferior a la media (50), siendo el mayor puntaje promedio para lenguaje y el menor para matemáticas.

7.2.2. Modelo ajustado con efectos fijos y aleatorios

Este modelo considera la estimación del efecto escolar con las variables de ajuste. Se evalúa la significación estadística de las variables como efectos fijos y se encuentra que todas las variables son significativas, por lo que ninguna se excluye del modelo. Posteriormente, en la parte aleatoria se evalúa cada una de las variables permitiendo que varíen las intercepciones y las pendientes en los tres niveles, se fija en cero las varianzas y las covarianzas no significativas y se obtienen los resultados finales para el modelo.

Al igual que lo expresado para el modelo vacío, en consideración al volumen de la información que se presenta y al espacio de escritura, se enuncia la forma del modelo ajustado para el primer año analizado, el cual corresponde al año 2000, se presenta la información detallada para cada una de las áreas de matemáticas, lenguaje, ciencias y sociales. Los datos de los demás años se aprecian en las tablas y tienen una interpretación análoga.

TABLA 7.11. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA MATEMÁTICAS. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	42,689	0,128	40,699	0,127	42,103	0,176	41,405	0,084	43,834	0,236	42,485	0,348	43,293	0,359
Parte aleatoria														
Departamentos	0,453	0,127	0,452	0,127	0,896	0,248	0,181	0,054	1,515	0,437	3,451	0,961	3,790	1,035
Escuelas	2,563	0,059	2,017	0,054	5,189	0,106	1,644	0,041	16,641	0,306	26,993	0,476	25,233	0,404
Estudiantes	26,716	0,068	26,082	0,077	34,108	0,087	25,948	0,067	63,963	0,148	88,577	0,199	82,64	0,178
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar bruto %)														
Departamento	1,524		1,583		2,229		0,652		1,845		2,899		3,394	
Escuela	8,620		7,065		12,910		5,919		20,264		22,679		22,597	

Fuente: Elaboración propia

TABLA 7.12. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA LENGUAJE. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	45,619	0,236	45,531	0,173	42,840	0,190	47,484	0,324	44,940	0,235	45,215	0,233	45,289	0,200
Parte aleatoria														
Departamentos	1,614	0,444	0,822	0,232	1,089	0,295	3,075	0,837	1,597	0,442	1,574	0,432	1,150	0,319
Escuelas	6,451	0,13	5,683	0,126	4,301	0,089	11,426	0,221	9,784	0,183	9,792	0,183	9,493	0,157
Estudiantes	31,786	0,081	28,582	0,084	31,593	0,08	44,372	0,115	43,99	0,102	53,314	0,12	40,017	0,086
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar bruto %)														
Departamento	4,050		2,343		2,945		5,223		2,884		2,434		2,270	
Escuela	16,188		16,197		11,630		19,408		17,670		15,139		18,739	

Fuente: Elaboración propia

TABLA 7.13. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA CIENCIAS NATURALES. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	44,660	0,127	44,942	0,117	45,068	0,151	44,289	0,169	44,214	0,159	43,947	0,172	44,421	0,185
Parte aleatoria														
Departamentos	0,422	0,124	0,354	0,105	0,647	0,183	0,785	0,224	0,700	0,200	0,827	0,233	0,967	0,269
Escuelas	4,73	0,09	4,24	0,089	5,423	0,1	6,163	0,115	6,765	0,123	7,643	0,139	9,641	0,152
Estudiantes	14,234	0,036	13,406	0,039	15,88	0,04	16,76	0,043	24,2	0,056	33,63	0,076	25,61	0,055
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar bruto %)														
Departamento	2,177		1,967		2,948		3,312		2,211		1,965		2,670	
Escuela	24,399		23,556		24,710		25,999		21,368		18,157		26,618	

Fuente: Elaboración propia

TABLA 7.14. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA CIENCIAS SOCIALES. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	43,618	0,19	43,755	0,172	43,924	0,155	43,048	0,169	43,006	0,202	41,861	0,263	42,348	0,235
Parte aleatoria														
Departamentos	1,029	0,286	0,815	0,232	0,708	0,195	0,823	0,227	1,155	0,323	2,024	0,552	1,627	0,442
Escuelas	4,869	0,095	5,567	0,118	4,207	0,079	3,81	0,075	8,181	0,152	11,666	0,212	10,318	0,168
Estudiantes	19,391	0,049	20,495	0,06	15,356	0,039	17,065	0,044	33,942	0,079	51,107	0,115	38,273	0,082
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar bruto %)														
Departamento	4,069		3,032		3,493		3,793		2,669		3,124		3,240	
Escuela	19,253		20,713		20,754		17,559		18,903		18,004		20,546	

Fuente: Elaboración propia

En comparación con el modelo de los ciclos educativos, en los presentes modelos no se considera la variable lengua materna debido a que no se contó con la información para todos los años, así en bachillerato las variables de ajuste se concretan en cuatro:

1. Género
2. Nivel sociocultural
3. Nivel socio económico (estudiante)
4. Nivel socio económico (escuela)

Utilizando la terminología del modelado multinivel tenemos:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{00k}$$

Donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{00k} son los errores de cada nivel, estudiante, escuela y departamento.

Modelo II, o modelo ajustado:

Nivel 1:

$$y_{ij} = \beta_{0ijk} \text{Cons} + \beta_1 \text{GENERO}_{ijk} + \beta_2 \text{ZNSC}_{1ijk} + \beta_3 \text{ZNE}_{ijk} + \beta_4 \text{NSE_ESCUELA}_{ji} + \varepsilon_{ij}$$

Nivel 2:

$$\beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}; \beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk}; \beta_{2jk} = \beta_{20k} + \mu_{2jk}; \beta_{3jk} = \beta_{30k} + \mu_{3jk};$$

$$\beta_{4jk} = \beta_{40k} + \mu_{4jk}$$

Nivel 3:

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + v_{00k}; \beta_{10k} = \gamma_{100} + v_{10k}; \beta_{20k} = \gamma_{200} + v_{20k};$$

$$\beta_{30k} = \gamma_{300} + v_{30k}; \beta_{40k} = \gamma_{400} + v_{40k}$$

Los resultados para la variable rendimiento en matemáticas sería:

- $\hat{\beta}_0 = 42,621$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,133$
- $\hat{\beta}_1 = 0,513$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,046$
- $\hat{\beta}_2 = 0,197$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 0,012$
- $\hat{\beta}_3 = 0,031$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,013$
- $\hat{\beta}_4 = 0,876$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,050$
- $\hat{V}_{00K} = 0,515$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00K}) = 0,135$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 0,710$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,031$
- $\hat{e}_{ijk} = 25,920$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,090$
- Razón de verosimilitud = 1930829,709, para los 314560 casos

De forma análoga, para rendimiento en lenguaje los resultados de la estimación son los siguientes:

- $\hat{\beta}_0 = 45,882$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,178$
- $\hat{\beta}_1 = 0,546$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,065$
- $\hat{\beta}_2 = 0,519$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 0,013$
- $\hat{\beta}_3 = 0,161$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,014$
- $\hat{\beta}_4 = 1,905$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,091$
- $\hat{V}_{00K} = 0,914$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00K}) = 0,249$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 3,001$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,080$

- $\hat{e}_{ijk} = 30,518$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,107$
- Razón de verosimilitud = 1.989.747,63, para los 314.560 casos.

Los resultados para ciencias naturales corresponden a:

- $\hat{\beta}_0 = 44,41$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,086$
- $\hat{\beta}_1 = 1,21$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,045$
- $\hat{\beta}_2 = 0,335$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 0,009$
- $\hat{\beta}_3 = 0,106$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,010$
- $\hat{\beta}_4 = 1,395$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,020$
- $\hat{V}_{00K} = 0,205$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00K}) = 0,058$
- $\hat{\mu}_{ojk} = 1,393$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,035$
- $\hat{e}_{ijk} = 12,207$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,043$
- Razón de verosimilitud = 1726718,341 para los 314560 casos.

Para ciencias sociales los resultados de la estimación son los siguientes:

- $\hat{\beta}_0 = 43,736$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_0) = 0,151$
- $\hat{\beta}_1 = 0,46$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,053$
- $\hat{\beta}_2 = 0,382$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_2) = 0,010$
- $\hat{\beta}_3 = 0,107$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_3) = 0,012$
- $\hat{\beta}_4 = 1,406$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_4) = 0,023$
- $\hat{V}_{00K} = 0,671$, con error estándar $ee(\hat{V}_{00K}) = 0,181$

- $\hat{\mu}_{ojk} = 2,118$, con error estándar $ee(\hat{\mu}_{ojk}) = 0,054$
- $\hat{e}_{ijk} = 18,191$, con error estándar $ee(\hat{e}_{ijk}) = 0,064$
- Razón de verosimilitud = 1832478,87, para los 314560 casos.

En las tablas 7.15 a 7.18 se aprecian para las cuatro áreas, los resultados de los modelos ajustados. A continuación se comentan los resultados obtenidos para cada una de las áreas.

El efecto escolar para el área de matemáticas presenta importantes diferencias cuantitativas que permite hablar de dos momentos, así para los primeros años de la década se encuentra un efecto escolar neto entre 2,6% y 6,8%, que asciende a casi 7% para el año 2002; en contraste, para los años 2008 a 2010 el efecto escolar se encuentra entre 11,7% y 15,3%. El efecto neto a nivel de departamento es bajo y se encuentra entre el 1% y 2% para los cinco primeros años y luego asciende a 3% para el año 2009 y 2010.

En el área de matemáticas se encuentra que todas las variables de ajuste son significativas, por lo que ninguna se excluye del modelo. En la parte aleatoria se encuentran diferencias entre escuelas debido al nivel sociocultural y socioeconómico de los estudiantes para todos los años; diferencias entre departamentos y entre escuelas debido al género, para cuatro de los años analizados. Diferencias entre los departamentos se encuentra en función de la variable nivel socioeconómico de la escuela para los años 2000, 2001, 2008 y 2009, para los demás años se presentan diferencias entre escuelas.

De igual manera, se aprecia para este área un efecto negativo para el género excepto para el año 2000. Ser mujer lleva a tener entre 0,5 y 2,8 puntos menos en comparación con los hombres. El nivel socioeconómico de los estudiantes y la escuela y el nivel sociocultural se asocian positivamente con el tener un mejor puntaje promedio.

Para el área de lenguaje se aprecia que todas las variables de ajuste son significativas. Así, el efecto escolar neto para lenguaje se encuentra entre 7,2% y 11,79%. En general se mantiene constante la magnitud para los siete años analizados, siendo el mayor valor

para el año 2003 y el menor para el 2002. Para el departamento, el efecto se ubica entre el 2% y 4%, siendo el mayor para el año 2003.

En la parte aleatoria se encuentran diferencias significativas debidas a la escuela a lo largo del tiempo para las variables nivel sociocultural y socioeconómico del estudiante. Y diferencias debidas a la escuela y al departamento para el género, con excepción de los años 2001 y 2008; y debidas solo al departamento para el nivel socioeconómico de la escuela, excepto para el año 2000.

En relación con las variables de ajuste y el rendimiento promedio en la prueba, se tiene que respecto al género que existe una asociación negativa con el puntaje en la prueba, para tres de los siete años (2001, 2002 y 2010). Las variables de nivel socioeconómico y sociocultural guardan una asociación positiva con el puntaje en la prueba

Los resultados para el área de ciencias naturales permiten apreciar que todas las variables en la parte fija del modelo son significativas, con lo que todas son incluidas en el modelo. De este modo, el efecto escolar para ciencias naturales se encuentra entre 10% y 20%, siendo menor para el año 2000 y mayor para el año 2003. El efecto debido al departamento se encuentra entre 1,2% y 3,8%.

En la parte aleatoria del modelo se encuentran diferencias significativas entre escuelas para el nivel sociocultural y nivel socioeconómico del estudiante. Asimismo, se encuentran diferencias entre la escuela y el departamento debidas al género, así como también diferencias entre departamentos debidas al nivel socioeconómico de la escuela, para cuatro de los siete años analizados (2001, 2008, 2009 y 2010).

Las variables de ajuste incluidas indican que el género se asocia negativamente con el puntaje en la prueba, excepto para el año 2000. Los niveles sociocultural y socioeconómico se asocian positivamente con el puntaje promedio en la prueba, comportamiento que comparte con las demás áreas.

Para el área de ciencias sociales las variables en la parte fija del modelo son significativas. El efecto escolar para esta área se encuentra entre 9,5% y 13,62%, siendo menor para el año 2008 y mayor para el año 2002. El efecto de departamento al igual que en las demás áreas, es menor al 5%, y se encuentra entre 1,7% y 4,1%. Es el área

que presenta una menor variabilidad en el porcentaje de efecto escolar a través de la década en comparación con las otras tres áreas.

En la parte aleatoria del modelo se encuentran diferencias entre escuelas para todos los años, debidas al nivel sociocultural y socioeconómico del estudiante. Se aprecian, además, diferencias entre escuelas y departamentos en función del género, excepto para los años 2001 y 2008, en el cual el efecto es solo para escuela. Y diferencias solo para departamento debido al nivel socioeconómico de la escuela, excepto para el año 2000.

De igual modo, se encuentra asociación negativa entre el puntaje promedio en la prueba y el género, excepto para el año 2000 y asociación positiva entre el puntaje promedio en la prueba y las variables de nivel socioeconómico y cultural del estudiante y nivel socioeconómico de la escuela.

TABLA 7.15. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA MATEMÁTICAS. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000 -COLOMBIA

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	Ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	Ee
Parte fija														
Intercepto	42,621	0,133	41,133	0,122	42,965	0,150	41,783	0,090	45,417	0,150	44,020	0,329	45,146	0,354
Género	0,513***	0,046	-0,543*	0,024	-0,990*	0,025	-0,448***	0,062	-2,314*	0,031	-2,080***	0,112	-2,828***	0,115
Nivel sociocultural	0,197*	0,012	0,252*	0,013	0,381*	0,013	0,182*	0,019	0,770*	0,018	0,985*	0,021	1,113*	0,019
Nivel socioeconómico	0,031*	0,013	0,063*	0,014	0,130*	0,014	0,044*	0,012	0,150*	0,018	0,173*	0,021	0,055*	0,017
Nivel socioec. de la escuela	0,876**	0,050	0,914**	0,058	2,328***	0,111	0,700	0,016	1,686**	0,098	2,062**	0,121	1,889***	0,123
Parte aleatoria														
Departamentos	0,515	0,135	0,426	0,116	0,666	0,180	0,211	0,062	0,584	0,171	3,159	0,862	3,737	0,947
Escuelas	0,710	0,031	0,970	0,047	2,759	0,990	0,868	0,040	8,272	0,195	14,744	0,322	16,323	0,315
Estudiantes	25,920	0,090	25,893	0,077	36,846	0,141	27,205	0,106	61,901	0,146	85,873		85,997	0,278
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar neto %)														
Departamento	1,897		1,561		1,654		0,746		0,825		3,044		3,524	
Escuela	2,616		3,555		6,851		3,069		11,691		14,208		15,391	

Notas: * Diferencias entre escuelas.

** Diferencias entre departamentos.

*** Diferencias entre escuelas y entre departamentos

Fuente: elaboración propia.

TABLA 7.16. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA LENGUAJE. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	Ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	Ee
Parte fija														
Intercepto	45,882	0,178	45,893	0,147	43,458	0,160	47,960	0,297	45,175	0,172	45,382	0,194	45,660	0,171
Género	0,546***	0,065	-0,017*	0,026	-0,568***	0,044	0,130***	0,056	0,149*	0,024	0,347***	0,052	-0,313***	0,048
Nivel sociocultural	0,519*	0,013	0,457*	0,014	0,343*	0,011	0,675*	0,016	0,716*	0,015	0,717*	0,016	0,711*	0,013
Nivel socioeconómico	0,161*	0,014	0,096*	0,016	0,094*	0,012	0,123*	0,016	0,121*	0,015	0,133*	0,016	0,050*	0,012
Nivel socioec. de la escuela	1,905**	0,091	1,626**	0,068	1,826	0,036	1,934**	0,126	1,350**	0,087	1,300**	0,080	1,142***	0,093
Parte aleatoria														
Departamentos	0,914	0,249	0,599	0,167	0,780	0,208	2,617	0,705	0,848	0,233	1,192	0,313	0,842	0,205
Escuelas	3,001	0,080	2,927	0,091	1,948	0,057	6,202	0,154	3,888	0,089	4,507	0,119	4,343	0,096
Estudiantes	30,518	0,107	28,300		23,959	0,062	43,761	0,115	43,482	0,102	54,592	0,184	39,585	0,087
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar neto %)														
Departamento	2,654		1,882		2,923		4,977		1,759		1,977		1,881	
Escuela	8,715		9,197		7,299		11,795		8,063		7,475		9,701	

Notas: * Diferencias entre escuelas.

** Diferencias entre departamentos.

*** Diferencias entre escuelas y entre departamentos

Fuente: elaboración propia.

TABLA 7.17. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA CIENCIAS NATURALES. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	Ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	Ee
Parte fija														
Intercepto	44,410	0,086	45,808	0,102	45,496	0,146	45,024	0,166	44,862	0,112	44,671	0,154	45,504	0,177
Género	1,210***	0,045	-1,225*	0,018	-0,157***	0,032	-0,923***	0,048	-0,867*	0,018	-0,976***	0,034	-1,709***	0,071
Nivel sociocultural	0,335*	0,009	0,329*	0,010	0,371*	0,009	0,345***	0,014	0,554*	0,012	0,587*	0,013	0,648*	0,011
Nivel socioeconómico	0,106*	0,010	0,070*	0,011	0,082*	0,010	0,063*	0,010	0,067*	0,011	0,044	0,012	-0,005	0,010
Nivel socioec. de la escuela	1,395	0,020	1,303**	0,046	2,408	0,050	1,276	0,023	1,043**	0,075	0,961**	0,085	1,059**	0,086
Parte aleatoria														
Departamentos	0,205	0,058	0,282	0,079	0,636	0,171	0,786	0,219	0,342	0,098	0,673	0,187	0,902	0,232
Escuelas	1,393	0,035	2,237	0,060	3,019	0,077	4,143	0,090	2,906	0,062	4,440	0,105	6,307	0,117
Estudiantes	12,207	0,043	12,851	0,038	15,646	0,040	15,712	0,045	23,655	0,056	35,609	0,120	27,102	0,088
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar neto %)														
Departamento	1,485		1,835		3,295		3,808		1,271		1,653		2,629	
Escuela	10,091		14,554		15,642		20,072		10,802		10,903		18,382	

Notas: * Diferencias entre escuelas.

** Diferencias entre departamentos.

*** Diferencias entre escuelas y entre departamentos

Fuente: elaboración propia.

TABLA 7.18. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA CIENCIAS SOCIALES. BACHILLERATO, DÉCADA DEL 2000 -COLOMBIA

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	Ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	Ee
Parte fija														
Intercepto	43,736	0,151	43,313	0,154	44,692	0,158	43,579	0,169	43,510	0,151	42,428	0,217	42,706	0,225
Género	0,460***	0,053	-0,612*	0,022	-0,844***	0,050	-0,481***	0,056	-0,467*	0,022	-0,331***	0,073	-0,238***	0,057
Nivel sociocultural	0,382*	0,010	0,375*	0,012	0,329*	0,009	0,315*	0,010	0,606*	0,013	0,779*	0,016	0,755*	0,013
Nivel socioeconómico	0,107*	0,012	0,064*	0,014	0,085*	0,010	0,051*	0,009	0,102*	0,013	0,108*	0,016	0,005*	0,011
Nivel socioec. de la escuela	1,406	0,023	1,500**	0,045	2,221**	0,103	1,066**	0,052	1,195**	0,087	1,412**	0,094	1,168**	0,094
Parte aleatoria														
Departamentos	0,671	0,181	0,680	0,186	0,762	0,203	0,835	0,219	0,646	0,180	1,377	0,376	1,512	0,364
Escuelas	2,118	0,054	2,665	0,076	2,481	0,064	2,309	0,059	3,584	0,079	6,349	0,150	5,594	0,115
Estudiantes	18,191	0,064	20,161	0,060	14,971	0,039	18,059	0,070	33,465		53,415	0,180	38,744	0,083
Coefficiente de Correlación Intraclass (Informa sobre el efecto escolar neto %)														
Departamento	3,198		2,893		4,184		3,938		1,714		2,252		3,298	
Escuela	10,095		11,338		13,621		10,890		9,508		10,384		12,201	

Notas: * Diferencias entre escuelas.

** Diferencias entre departamentos.

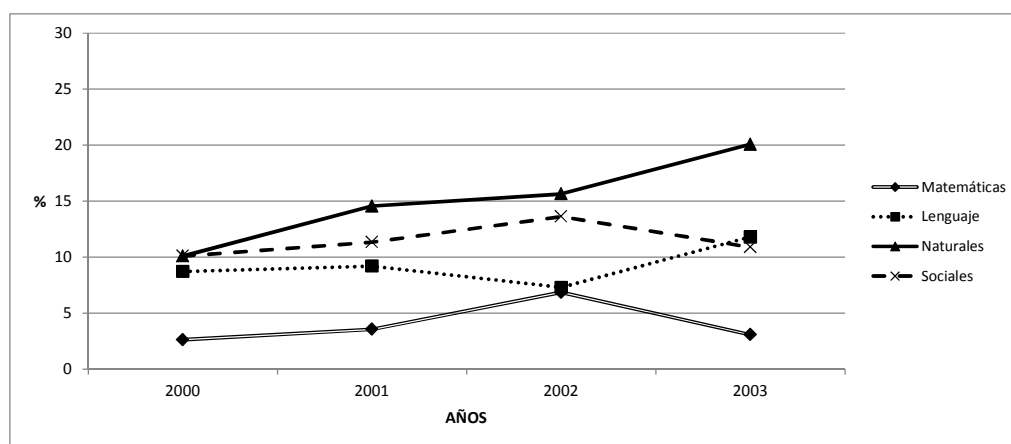
*** Diferencias entre escuelas y entre departamentos

Fuente: elaboración propia.

7.2.5. Observaciones generales sobre la evolución del efecto escolar

En el modelamiento se encuentra que para las cuatro áreas, las variables incluidas son significativas. Los resultados de la evolución del efecto escolar se presentan de manera gráfica, a manera de resumen se ilustra por grupo de años, ya sea el inicio o el final de la década del 2000, las figuras 7.1 y 7.2 permiten apreciar el comportamiento del efecto escolar a lo largo del tiempo.

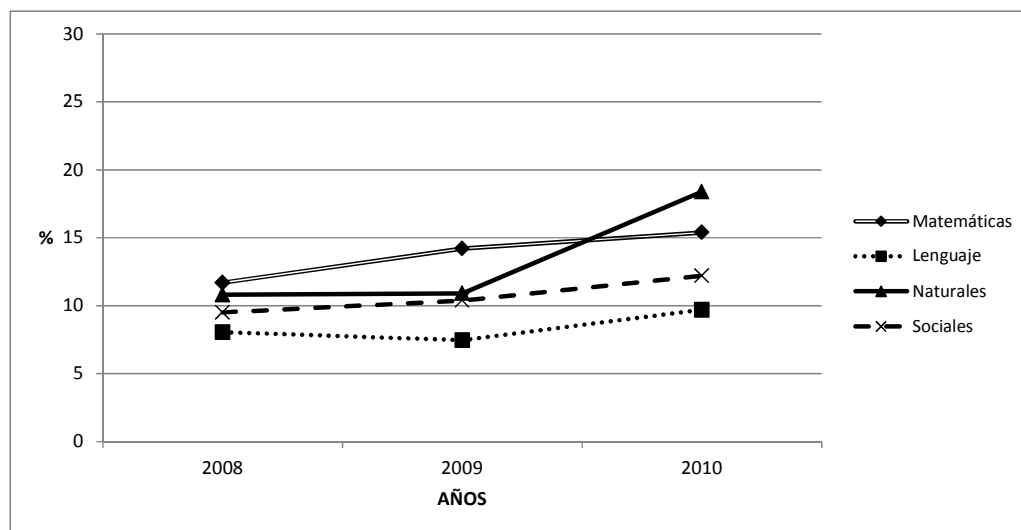
FIGURA 7.1. EVOLUCIÓN DEL EFECTO NETO ESCOLAR PARA BACHILLERATO. AÑOS 2000 A 2003, TRES NIVELES



Fuente: Elaboración propia

En la figura 7.1 se aprecia que para los cuatro primeros años, en comparación con las otras áreas, el efecto escolar es mayor y creciente para ciencias naturales. El comportamiento para el área de matemáticas llama la atención, dado que es inferior al 5%, excepto en el año 2002 en el cual se estima que este valor es del 7% aproximadamente. El área de lenguaje presenta un efecto escolar entre el 10% y 12% y en contraste con matemáticas para el año 2002 se aprecia un descenso en el mismo. Por su parte, ciencias sociales tiene un comportamiento homogéneo para este periodo, con un descenso leve para el año 2003.

FIGURA 7.2. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR NETO PARA BACHILLERATO. AÑOS 2008 A 2010, TRES NIVELES



Fuente: Elaboración propia

Se observa en los tres últimos años de la década que se ilustran en la figura 7.2, que el efecto escolar es mayor para matemáticas, con excepción del año 2010. Para todas las materias se puede considerar que existe una tendencia creciente, leve para matemáticas, lenguaje y ciencias sociales y con un importante incremento en el año 2010 para el área de ciencias naturales.

También vale la pena llamar la atención sobre el hecho del cambio en la magnitud del efecto escolar neto en función de las variables de ajuste incluidas en los modelos. Hecho que se observó al comparar los resultados para el año 2009, en el cual se cuenta con dos aproximaciones para estimar el efecto escolar y cuya única diferencia radica en las variables de ajuste incluidas en los índices sintéticos contruidos y en las variables de ajuste consideradas en el modelamiento; los cambios pueden conllevar diferencias de dos puntos porcentuales en el cálculo del efecto escolar. Se encontró también a lo largo del proceso, que la forma de construir los índices de ajuste, ya sea con escalamiento óptimo o análisis de componentes principales significa cambios en el cálculo de la magnitud del efecto escolar, los cuales pueden implicar cambios de más de cinco puntos porcentuales.

En el componente aleatorio del modelo se encuentran diferencias entre las escuelas y los departamentos para todas las áreas y todas las variables. Variabilidad entre escuelas

debido al nivel sociocultural y socioeconómico del estudiante se aprecia para todas las áreas en todos los años. En cuanto al género, en general, se encuentran diferencias entre las escuelas y los departamentos; y diferencias entre departamentos debidas al nivel socioeconómico de la escuela.

Ahora bien, en relación con las variables de ajuste y el desempeño en la prueba, se encuentra que la variable género se asocia con obtener menor puntaje en las pruebas de matemáticas, ciencias naturales y ciencias sociales, con excepciones para el año 2000, es decir, las mujeres obtienen en esta áreas entre 0,5 y 3 puntos menos respecto a los hombres. En el área de lenguaje los resultados son favorables para las mujeres excepto para los años 2001, 2002 y 2010, en que ellas obtienen entre 0,1 y 0,5 más que los hombres, hemos de señalar que la magnitud es menor que la observada para las otras tres áreas analizadas.

Las variables referidas al nivel sociocultural y socioeconómico del estudiante y al nivel socioeconómico de la escuela tienen una asociación positiva con los puntajes en la prueba, los mayores coeficientes se encuentran para la variable nivel socioeconómico de la escuela, así por ejemplo, para el año 2010 se tendría que un aumento en una unidad de desviación estándar de este índice acrecentaría el puntaje para matemáticas en 1,88 puntos, por su parte, para esta misma área en relación con el índice socioeconómico el aumento sería de 0,055 puntos.

En cuanto al ajuste de los modelos, que permita evaluar la calidad de los mismos, se encuentra que la diferencia entre el modelo nulo y el ajustado es significativa, con lo que se tiene que el modelo ajustado explica adecuadamente la variabilidad encontrada. En las tablas 7.19 a 7.22 se puede apreciar la diferencia en la desvianza (diferencia entre modelos) y la significación, la información se presenta por área.

TABLA 7.19. AJUSTE DEL MODELO DE TRES NIVELES PARA BACHILLERATO. ÁREA DE MATEMÁTICAS, AÑOS 2000-2010

Matemáticas	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	5603,670	4199,340	10740,535	5862,869	15855,018	15712,009	23240,235
Diferencia entre parámetros	16	13	22	16	13	18	16
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 7.20. AJUSTE DEL MODELO DE TRES NIVELES PARA BACHILLERATO. ÁREA DE LENGUAJE, AÑOS 2000-2010

Lenguaje	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	1987836,741	1475436,304	89479,579	6111,475	8030,838	7473,789	9531,724
Diferencia entre parámetros	16	13	10	12	10	15	14
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 7.21. AJUSTE DEL MODELO DE TRES NIVELES PARA BACHILLERATO. ÁREA DE NATURALES, AÑOS 2000-2010

Naturales	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	18620,481	12696,409	8530,304	13813,036	11523,993	11052,920	26387,762
Diferencia entre parámetros	14	14	15	16	10	17	6
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 7.22. AJUSTE DEL MODELO DE TRES NIVELES PARA BACHILLERATO. ÁREA DE SOCIALES, AÑOS 2000-2010

Sociales	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	8465,281	6323,921	12045,558	6902,381	8273,320	8533,108	9376,988
Diferencia entre parámetros	16	13	16	16	10	16	15
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

7.3. COMPARACIÓN CON LOS MODELOS DE DOS NIVELES

Acorde con lo señalado por Murillo (2007a) y Cervini (2010), la magnitud del efecto escolar varía en función del número de niveles incluidos en el modelo, por lo que, para efectos de apreciar este hecho y en atención a que el número de niveles que se ha utilizado con mayor frecuencia en los estudios de efecto escolar es alumno-escuela, se presentan los resultados del modelamiento de dos niveles. Así, la modelización se realizó con los datos provenientes de los tres ciclos escolares y para la evolución del efecto escolar.

TABLA 7.23. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR PARA LOS CICLOS ESCOLARES. MODELO DE DOS NIVELES

Grado	Matemáticas		Lenguaje	
	Bruto	Neto	Bruto	Neto
Primaria	41,453	17,047	40,988	14,517
Secundaria	44,029	21,443	39,099	13,323
Bachillerato	21,970	15,537	14,909	6,770

Se expresa el efecto escolar en porcentaje.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 7.23 se muestra el porcentaje de efecto escolar para los tres ciclos educativos. Se aprecia que el efecto escolar bruto para la educación básica es superior al 40%, en contraste con el modelo de tres niveles, en que este ciclo reporta un efecto menor y se encuentra entre 14% y 29%.

En cuanto al efecto neto se aprecia que existe un cambio de hasta en 6% como es el caso de matemáticas en secundaria. En general, se tiene que es mayor el efecto escolar al modelar con dos niveles en comparación con el modelo de tres niveles. El anexo 1 presenta el valor de los coeficientes de cada una de las variables de ajuste consideradas en el modelo, como también la variabilidad para cada nivel y los índices de ajuste para estos modelos. La magnitud de los coeficientes no presenta cambios llamativos para ninguna de las cuatro áreas.

TABLA 7.24. EVOLUCIÓN DEL EFECTO ESCOLAR PARA BACHILLERATO. MODELO DE DOS NIVELES

	Matemáticas		Lenguaje		Naturales		Sociales	
	Bruto	Neto	Bruto	Neto	Bruto	Neto	Bruto	Neto
2000	10,421	3,687	16,871	11,812	27,533	12,446	24,332	12,802
2001	8,863	5,567	18,895	11,569	25,826	17,639	24,232	13,398
2002	15,933	11,101	15,209	10,704	28,859	18,264	25,168	17,273
2003	6,839	3,879	26,045	19,091	30,079	23,699	22,106	16,777
2008	22,524	11,005	21,239	9,483	24,263	14,472	22,314	10,977
2009	25,771	14,264	17,945	9,609	20,532	13,307	21,652	13,373
2010	26,330	17,880	21,822	9,898	29,753	21,214	24,757	14,142

Fuente: Elaboración propia.

Para bachillerato se encuentra que los resultados del efecto escolar con el modelo de dos niveles son iguales o menores que con el modelo con tres niveles.

Se aprecia para el área de matemáticas que en los primeros años de la década el efecto neto se encuentra entre 3,68% y 11,10% con un incremento importante para el año 2002, por otra parte, los tres últimos años de la década muestra un efecto escolar superior al 11% y menor variación en contraste con los primeros años analizados. Respecto al efecto escolar calculado a partir de modelos de tres niveles, se encuentran cambios importantes para el año 2008, ya que se reporta un cambio de más de cinco puntos porcentuales.

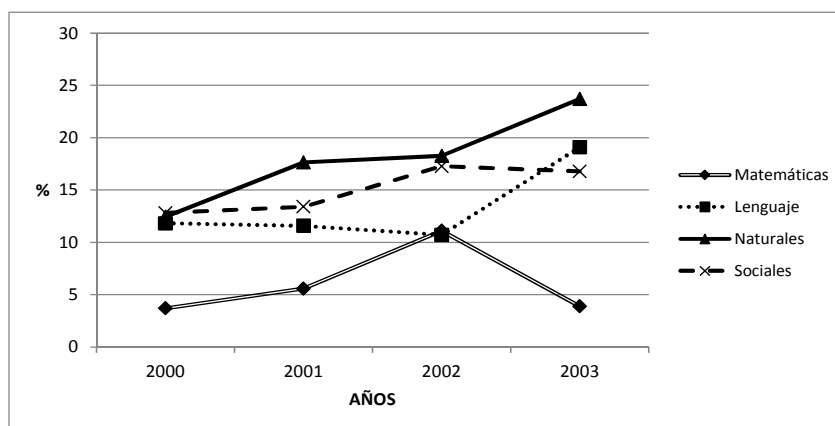
Para lenguaje, en los modelos con dos niveles se tiene que el efecto escolar bruto se encuentra entre 16,8% y 26%, el cual descende a porcentajes comprendidos entre 9,4% y 19% cuando se incluyen variables de ajuste. Estos valores, en comparación con los obtenidos con modelos de tres niveles informan sobre un mayor efecto escolar, destaca en particular el coeficiente para el año 2003, en el cual la diferencia es de 7 puntos porcentuales.

Asimismo, en ciencias naturales el efecto escolar bruto se encuentra entre el 20,53% y el 30%, y el efecto escolar neto entre el 12,44% y 23,69%, en comparación con el efecto escolar calculado a partir de los modelos de tres niveles se tiene un incremento entre dos y cuatro puntos porcentuales.

Por otra parte, para ciencias sociales se encuentra un efecto escolar bruto entre 21,65% y 25,16% el cual descende en el modelo ajustado, con porcentajes que se encuentran entre 10,97% y 17,27%. En comparación con los resultados obtenidos con los modelos de tres niveles se tiene que es mayor y con cambios de hasta seis puntos porcentuales para el año 2003.

De manera complementaria y de la misma forma que para los resultados de efecto escolar calculado con modelos de tres niveles, se presenta el resumen gráfico del efecto escolar neto.

FIGURA 7.3. EFECTO NETO ESCOLAR PARA BACHILLERATO. AÑOS 2000 A 2003, DOS NIVELES

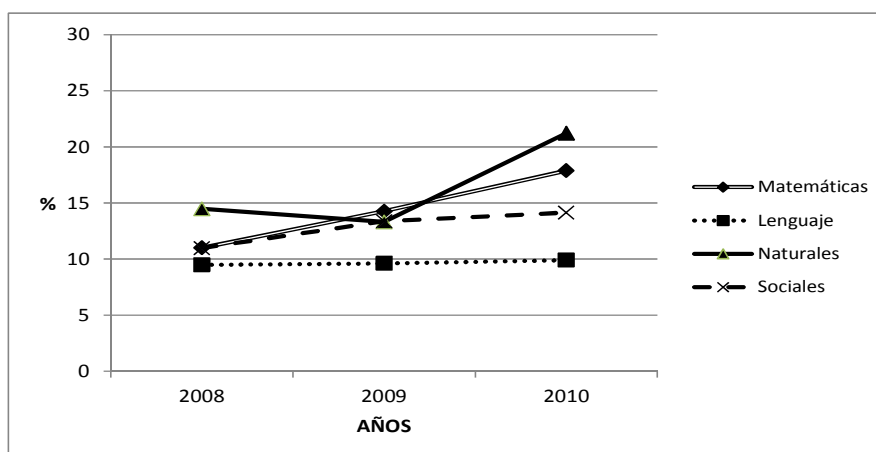


Fuente: Elaboración propia.

Se aprecia que la figura 7.3 muestra una tendencia ascendente para el efecto escolar en el área de ciencias naturales. En el caso de matemáticas y ciencias sociales la tendencia es creciente para los tres primeros años de la década, seguido por un descenso para el año 2003, comportamiento contrario al que se observa en el área de lenguaje.

Por su parte, para el efecto neto se aprecia una tendencia creciente para ciencias naturales, con un descenso para el año 2009, solo el área de lenguaje evidencia un comportamiento lineal a lo largo de estos tres años, por su parte las áreas de matemáticas y ciencias sociales muestran un comportamiento creciente a lo largo de este periodo (figura 7.4).

FIGURA 7.4. EVOLUCIÓN DEL EFECTO NETO ESCOLAR PARA BACHILLERATO. AÑOS 2008 A 2010, MODELO DE DOS NIVELES



Fuente: Elaboración propia.

Capítulo 8.

ESTUDIO DE LAS PROPIEDADES CIENTÍFICAS DE LOS EFECTOS ESCOLARES

Este capítulo señala los resultados de la estimación de las propiedades científicas del efecto escolar para Colombia. En primer lugar se presentan los resultados de la consistencia entre las áreas de matemáticas y lenguaje para los tres ciclos educativos: básica primaria, básica secundaria y bachillerato.

Luego se presentan los resultados de la estabilidad para bachillerato, comparando las diferentes cohortes de los colegios a través de los resultados obtenidos en el examen de estado durante diez años. El examen evalúa las áreas de matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales.

Finalmente, se reportan los resultados de la eficacia diferencial en bachillerato acorde con el género, la etnia, la discapacidad, el nivel sociocultural y socioeconómico.

8.1. ESTIMACIÓN DE LA CONSISTENCIA

Esta propiedad científica se estimó con la información proveniente de los residuales estandarizados para el nivel dos, obtenidos a partir del modelo de ajuste, el cual corresponde al modelo de efectos fijos y aleatorios presentado en el capítulo siete.

En este modelo se evaluó la significación estadística de las variables como efectos fijos y se encontró que todas las variables son significativas, por lo que ninguna se excluyó del modelo. Posteriormente, en la parte aleatoria se evaluó cada una de las variables, permitiendo que variaran las intercepciones y las pendientes en los tres niveles, se fijó en cero las varianzas y las covarianzas no significativas y finalmente se obtuvieron los resultados finales para el modelo.

A continuación y con el objetivo de presentar con claridad el procedimiento seguido, se plantea la representación estadística de los modelos, aunque no se informa sobre los coeficientes en virtud de que fueron presentados en el capítulo siete. La presentación se realiza tanto para los ciclos escolares como para la evolución del efecto escolar.

8.1.1. En los tres ciclos escolares

Las variables de ajuste consideradas en el modelo correspondiente a los ciclos escolares correspondieron a:

1. Género
2. Lengua materna
3. Nivel sociocultural
4. Nivel socio económico (estudiante)
5. Nivel socio económico (escuela)

Utilizando la terminología del modelado multinivel tenemos:

Modelo I o modelo nulo:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{0k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{0k} son los errores de cada nivel.

Modelo II, o modelo ajustado

Nivel 1:

$$y_{ij} = \beta_{0ijk}Cons + \beta_1GENERO_{ijk} + \beta_2LENGUA_{ijk} + \beta_3ZNSC1_{ijk} + \beta_4ZNE_{ijk} + \beta_5NSE_ESCUELA_{ji} + \varepsilon_{ij}$$

Nivel 2:

$$\beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}; \beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk}; \beta_{2jk} = \beta_{20k} + \mu_{2jk}; \beta_{3jk} = \beta_{30k} + \mu_{3jk};$$

$$\beta_{4jk} = \beta_{40k} + \mu_{4jk}; \beta_{5jk} = \beta_{50k} + \mu_{5jk}$$

Nivel 3:

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + v_{00k}; \beta_{10k} = \gamma_{100} + v_{10k}; \beta_{20k} = \gamma_{200} + v_{20k}; \beta_{30k} = \gamma_{300} + v_{30k};$$

$$\beta_{40k} = \gamma_{400} + v_{40k}; \beta_{50k} = \gamma_{500} + v_{50k}$$

A partir de estos modelos se obtienen los residuos de segundo nivel. El cálculo de los residuos para cada nivel implica la estimación de los residuales brutos: $r_{ijk} = Y_{ijk} - \hat{Y}_{ijk}$ y $r_j = \text{media para } r_{ijk} \text{ para el grupo } j$.

Y para el nivel dos considerando el factor de reducción sería:

$$\mu^2 = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \frac{\sigma_e^2}{n_j}} r_j$$

Siendo σ_μ^2 la varianza del nivel 2, σ_e^2 la varianza del nivel 1 y n_j es el número de elementos en el grupo.

Calculando la correlación entre los residuos estandarizados del nivel dos a partir del modelo ajustado para cada área, se tiene la información referida a si la eficacia de las

instituciones educativas es la misma para las distintas áreas. Los resultados se presentan en la tabla 8.1. Allí se aprecia que los coeficientes son positivos, en relación con la magnitud, acorde con Coolican (1997) se puede afirmar que es fuerte para la educación básica y moderada para bachillerato. Asimismo, la correlación de los puntajes directos para las dos área presenta también una magnitud fuerte salvo para bachillerato. Se observa que la magnitud es mayor para el modelo de dos niveles en comparación con el modelo de tres niveles.

TABLA 8.1. CONSISTENCIA ENTRE LAS ÁREAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE PARA LOS CICLOS EDUCATIVOS

	Primaria	Secundaria	Bachillerato
Tres niveles	0,763	0,721	0,594
Dos niveles	0,815	0,787	0,612
Correlación puntajes directos	0,757	0,715	0,347

Todas las correlaciones son significativas al 0,01.

Fuente: Elaboración propia.

8.1.2. Estimación de la consistencia en el bachillerato

Las variables de ajuste consideradas en el modelo correspondiente al bachillerato fueron cuatro:

1. Género
2. Nivel sociocultural
3. Nivel socio económico (estudiante)
4. Nivel socio económico (escuela)

Utilizando la terminología del modelado multinivel tenemos:

Modelo I o modelo nulo:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{0k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{ok} son los errores de cada nivel.

Modelo II, o modelo ajustado

Nivel 1:

$$y_{ij} = \beta_{0ijk} \text{Cons} + \beta_1 \text{GENERO}_{ijk} + \beta_2 \text{ZNSC1}_{ijk} + \beta_3 \text{ZNE}_{ijk} + \beta_4 \text{NSE_ESCUELA}_{ji} + \varepsilon_{ij}$$

Nivel 2:

$$\beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}; \beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk}; \beta_{2jk} = \beta_{20k} + \mu_{2jk}; \beta_{3jk} = \beta_{30k} + \mu_{3jk};$$

$$\beta_{4jk} = \beta_{40k} + \mu_{4jk};$$

Nivel 3:

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + v_{ook}; \beta_{10k} = \gamma_{100} + v_{10k}; \beta_{20k} = \gamma_{200} + v_{20k};$$

$$\beta_{30k} = \gamma_{300} + v_{30k}; \beta_{40k} = \gamma_{400} + v_{40k};$$

A partir de estos modelos se obtienen los residuos de segundo nivel. El cálculo de los residuos para cada nivel implica la estimación de los residuales brutos: $r_{ijk} = Y_{ijk} - \hat{Y}_{ijk}$ y $r_j = \text{media para } r_{ijk} \text{ para el grupo } j$. Y para el nivel dos considerando el factor de

$$\text{reducción sería: } \mu^2 = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \frac{\sigma_e^2}{n_j}} r_j$$

Siendo σ_μ^2 la varianza del nivel 2, σ_e^2 la varianza del nivel 1 y n_j es el número de elementos en el grupo.

Calculando la correlación entre los residuos estandarizados del nivel dos a partir del modelo ajustado para cada área, se tiene la información referida a si la eficacia de las instituciones educativas es la misma para las distintas áreas. Se presenta en la tabla 8.2 los coeficientes de correlación para dos y tres niveles. Por encima de la diagonal se encuentra la correlación obtenida entre los residuales cuando se realiza el modelamiento

con dos niveles y por debajo de la diagonal cuando se realiza con tres niveles, es importante señalar que todas las correlaciones son significativas al nivel de 0,01.

TABLA 8.2. CONSISTENCIA ENTRE ÁREAS. BACHILLERATO, 2000

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,2016	0,349	0,4188
Lenguaje	0,349	1	0,7592	0,7612
Naturales	0,4921	0,7261	1	0,767
Sociales	0,4664	0,7789	0,7822	1

Modelo de tres niveles debajo de la diagonal, modelo de dos niveles encima de la diagonal.

Fuente: Elaboración propia.

Para el año 2000 los coeficientes de correlación de los residuales obtenidos a partir del modelo de tres niveles, evidencia una magnitud fuerte entre las áreas de lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales, no obstante, la correlación es baja para matemáticas y lenguaje y moderada entre matemáticas y las áreas de ciencias naturales y ciencias sociales. Del mismo modo, los coeficientes de correlación son mayores en el modelo de dos factores para la correlación entre lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales y menores para la correlación entre matemáticas, ciencias naturales y ciencias sociales (tabla 8.2).

TABLA 8.3. CONSISTENCIA ENTRE ÁREAS. BACHILLERATO, AÑO 2001

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,481	0,4663	0,5651
Lenguaje	0,4812	1	0,747	0,8048
Naturales	0,4898	0,7363	1	0,7661
Sociales	0,5123	0,8026	0,7745	1

Modelo de tres niveles debajo de la diagonal, modelo de dos niveles encima de la diagonal.

Fuente: Elaboración propia.

La consistencia para el año 2001 (tabla 8.3) presenta una correlación fuerte entre las áreas de lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales, y moderada entre matemáticas y las demás áreas. Los coeficientes de correlación son mayores en el modelo de dos niveles, sin embargo, son similares a los reportados para el modelo con tres niveles.

Las correlaciones entre los puntajes directos para estos dos años se presentan en la tabla 8.4, en la cual se aprecia que los coeficientes tiene una magnitud baja y media,

siendo la menor asociación entre las áreas de matemáticas y lenguaje, estos resultados contrastan con los obtenidos a partir de los residuos de los modelos ajustados.

TABLA 8.4. CORRELACIONES DE LOS PUNTAJES DIRECTOS DE LAS ÁREAS. AÑO 2000 Y 2001

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,248	0,320	0,310
Lenguaje	0,188	1	0,477	0,593
Naturales	0,305	0,514	1	0,587
Sociales	0,257	0,595	0,593	1

Debajo de la diagonal 2000, encima 2001.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 8.5 correspondiente al año 2002 se observa que la correlación entre los residuales obtenidos a partir del modelo de tres niveles es de magnitud alta entre las áreas de lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales, y moderada entre matemáticas y las demás áreas. Además, se observa que los coeficientes de correlación son mayores en el modelo de dos niveles.

TABLA 8.5. CONSISTENCIA ENTRE ÁREAS. BACHILLERATO, AÑO 2002

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,606	0,7231	0,6936
Lenguaje	0,5763	1	0,7674	0,8887
Naturales	0,6645	0,7521	1	0,8488
Sociales	0,6725	0,8736	0,8204	1

Modelo de tres niveles debajo de la diagonal, modelo de dos niveles encima de la diagonal.

Fuente: Elaboración propia.

Acorde con lo presentado en la tabla 8.6, para el año 2003 la correlación entre los residuales obtenidos a partir del modelo de tres niveles, es de magnitud alta entre las áreas de lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales, y moderada entre matemáticas y las demás áreas. Se observan correlaciones similares entre los residuales de las áreas obtenidos a partir de un modelo de dos niveles.

TABLA 8.6. CONSISTENCIA ENTRE ÁREAS. BACHILLERATO, AÑO 2003

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,4416	0,5201	0,4923
Lenguaje	0,4321	1	0,7752	0,8356
Naturales	0,5008	0,8026	1	0,8301
Sociales	0,4595	0,8281	0,8155	1

Modelo de tres niveles debajo de la diagonal, modelo de dos niveles encima de la diagonal.

Fuente: Elaboración propia.

Para los años 2002-2003 (Tabla 8.7), las correlaciones de los puntajes directos entre las áreas presentan coeficientes con menor magnitud que la reportada para las correlaciones entre los residuos de los modelos ajustados. La menor correlación se encuentra para el año 2003 entre las pruebas de matemáticas y ciencias sociales.

TABLA 8.7. CORRELACIONES DE LOS PUNTAJES DIRECTOS DE LAS ÁREAS. AÑO 2002 Y 2003

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,221	0,293	0,241
Lenguaje	0,350	1	0,588	0,620
Naturales	0,475	0,557	1	0,607
Sociales	0,467	0,771	0,593	1

Debajo de la diagonal 2002, encima 2003.

Fuente: Elaboración propia.

La consistencia para el año 2008 presenta una fuerte correlación entre todas las áreas (tabla 8.8). Los coeficientes de correlación son mayores en el modelo de tres niveles, en comparación con el modelo de dos niveles, excepto para la correlación entre lenguaje y ciencias naturales.

TABLA 8.8. CONSISTENCIA ENTRE ÁREAS. BACHILLERATO, AÑO 2008

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,6445	0,6902	0,6902
Lenguaje	0,7063	1	0,7647	0,7647
Naturales	0,7414	0,7588	1	1
Sociales	0,7101	0,7792	0,7912	1

Modelo de tres niveles debajo de la diagonal, modelo de dos niveles encima de la diagonal.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 8.9 se muestran los coeficientes de correlación para el año 2009, se aprecia correlaciones con fuerte magnitud entre todas las áreas. Los coeficientes de

correlación son mayores en el modelo de tres niveles en comparación con el modelo de dos factores, excepto para la correlación entre matemáticas y ciencias sociales y entre lenguaje y ciencias sociales.

TABLA 8.9. CONSISTENCIA ENTRE ÁREAS. BACHILLERATO, AÑO 2009

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,7257	0,776	0,7527
Lenguaje	0,7315	1	0,6922	0,7985
Naturales	0,8031	0,7781	1	0,7619
Sociales	0,7439	0,7862	0,822	1

Modelo de tres niveles debajo de la diagonal, modelo de dos niveles encima de la diagonal.

Fuente: Elaboración propia.

Las correlaciones entre los puntajes directos de las cuatro áreas analizadas para los dos años, 2008 y 2009 que se presentan en la tabla 8.10, permiten apreciar que la magnitud es media y que el menor coeficiente de correlación se encuentra entre las áreas de matemáticas y lenguaje para el año 2008. Asimismo, los coeficientes presentan una magnitud menor que la obtenida a partir de los residuos de los modelos ajustados.

TABLA 8.10. CORRELACIONES DE LOS PUNTAJES DIRECTOS DE LAS ÁREAS. AÑOS 2008 Y 2009

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,502	0,613	0,551
Lenguaje	0,427	1	0,604	0,612
Naturales	0,511	0,509	1	0,669
Sociales	0,455	0,530	0,572	1

Debajo de la diagonal 2008, encima 2009.

Fuente: Elaboración propia.

La tabla 8.11 presenta los coeficientes de correlación para el año 2010 entre los residuales de los modelos de dos y tres niveles. Se aprecia correlaciones con magnitud fuerte entre todas las áreas. Los coeficientes de correlación son mayores en el modelo de tres niveles en comparación con el modelo de dos factores, excepto para la correlación entre matemáticas y ciencias sociales y entre lenguaje y ciencias sociales.

TABLA 8.11. CONSISTENCIA ENTRE ÁREAS. BACHILLERATO, AÑO 2010

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1	0,7292	0,8085	0,7455
Lenguaje	0,7536	1	0,7236	0,7788
Naturales	0,7579	0,831	1	0,7821
Sociales	0,786	0,7649	0,8052	1

Modelo de tres niveles debajo de la diagonal, modelo de dos niveles encima de la diagonal.

Fuente: Elaboración propia.

La correlación entre los puntajes directos que se aprecian en la tabla 8.12 evidencia una correlación de magnitud media entre las áreas. El menor coeficiente es para la asociación entre matemáticas y lenguaje.

TABLA 8.12. CORRELACIONES DE LOS PUNTAJES DIRECTOS DE LAS ÁREAS. AÑO 2010

	Matemáticas	Lenguaje	Naturales	Sociales
Matemáticas	1			
Lenguaje	0,456	1		
Naturales	0,620	0,507	1	
Sociales	0,489	0,499	0,581	1

Fuente: Elaboración propia.

8.2. ESTIMACIÓN DE LA ESTABILIDAD EN BACHILLERATO

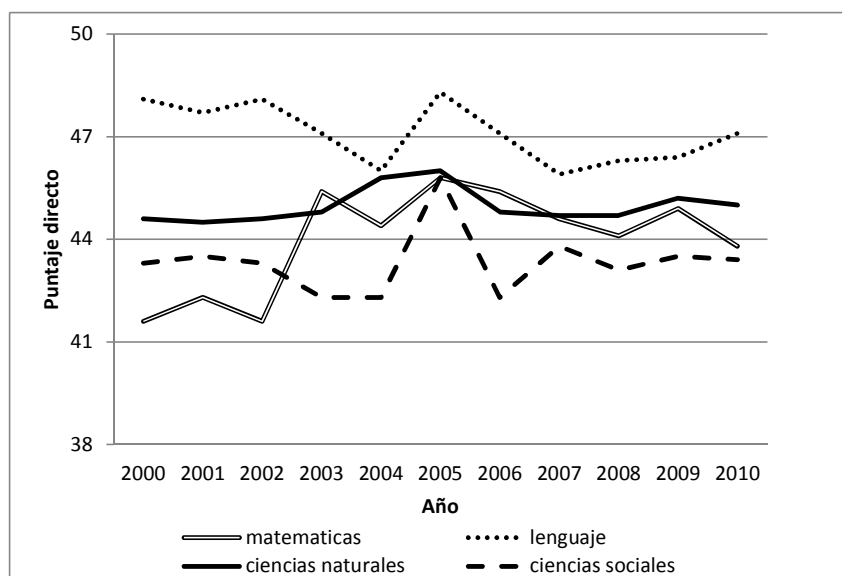
La estimación de la estabilidad se realizó con un modelo multinivel longitudinal en el cual el tiempo se considera como el primer nivel y las escuelas del segundo nivel, se incluyeron los datos para toda la primera década del siglo XXI. En el modelo ajustado se incluyó la variable de nivel socioeconómico de la escuela, medido con el valor de la pensión.

En la figura 8.1 se presentan los estadísticos descriptivos para cada área a lo largo de los diez años. En ella se aprecia que existe variabilidad para todas las áreas a lo largo de tiempo. Además, se presenta un incremento importante para el año 2005, lo que hace que en el periodo comprendido entre 2003 y 2007 se observe mayor variabilidad en las áreas, en comparación con los otros años. El área que presenta mayor variabilidad es lenguaje, con varios incrementos y descensos, sin mostrar una clara tendencia a lo largo

de los diez años, comportamiento que contrasta con el área de ciencias naturales que muestra un comportamiento lineal.

Los resultados para el modelo multinivel longitudinal para las distintas áreas señalan que existen diferencias significativas debidas al tiempo. En esta línea, se encuentran también diferencias significativas tanto en la parte fija como aleatoria del modelo, al considerar la variable de ajuste: pensión de la escuela.

FIGURA 8.1. EVOLUCIÓN DEL COMPORTAMIENTO DEL PUNTAJE DIRECTO PARA TODAS LAS ÁREAS. AÑOS 2000 A 2010



Fuente: Elaboración propia.

El modelo multinivel empleado para estimar con la variable valor de pensión como variable de ajuste del nivel 2, correspondió a:

Nivel uno

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1j} + \varepsilon_{ij}$$

Y para el nivel dos

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_j + \mu_{1j}$$

Donde

Y_{ij} = Corresponde al resultado de la variable dependiente para el tiempo i de la escuela j .

β_{0j} = Puntaje promedio acorde con el tiempo para la escuela j .

β_{1j} = Pendiente para las variables consideradas en el modelo.

X_{ij} = Tiempo.

Z_j = Pensión de la escuela.

ε_{ij} = Corresponde al error del nivel 1.

En la tabla 8.13 se observa la información para las cuatro áreas. A continuación se desglosan estos resultados.

Para el área de matemáticas se tiene que:

- $\hat{\beta}_{0j} = 42,73$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_{0j}) = 0,030$
- $\hat{\beta}_1 = 0,691$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,020$
- $\hat{\mu}_{oj} = 2,992$, con error estándar $ee(\mu_{oj}) = 0,085$
- $\hat{e}_{ij} = 5,394$, con error estándar $ee(e_{ij}) = 0,042$
- Razón de verosimilitud = 308700,403, para los 62,126 casos

Se observa para matemáticas que el puntaje promedio en la prueba de 42,73 y se evidencian diferencias significativas entre las escuelas debidas al tiempo y al valor de la pensión de las escuelas ($\mu_{1j}=0,409$ y $ee=0,043$).

Para la variable rendimiento en lenguaje se tiene como resultados los siguientes:

- $\hat{\beta}_{0j} = 45,645$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_{0j}) = 0,039$
- $\hat{\beta}_1 = 0,960$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,017$
- $\hat{\mu}_{oj} = 5,837$, con error estándar $ee(\mu_{oj}) = 0,148$
- $\hat{e}_{ij} = 3,922$, con error estándar $ee(e_{ij}) = 0,031$
- Razón de verosimilitud = 283023, para los 62,126 casos

Para lenguaje se encuentran diferencias significativas debidas al tiempo y también diferencias significativas entre las escuelas debidas al valor de la pensión ($\mu_{1j}=0,092$ y $ee=0,039$). El puntaje promedio en esta área (45,645) es el mayor en comparación al puntaje promedio en las demás áreas.

Para la variable rendimiento en ciencias naturales se tendría los siguientes resultados:

- $\hat{\beta}_{0j} = 44,052$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_{0j}) = 0,027$
- $\hat{\beta}_1 = 0,620$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,016$
- $\hat{\mu}_{oj} = 2,711$, con error estándar $ee(\mu_{oj}) = 0,069$
- $\hat{e}_{ij} = 1,405$, con error estándar $ee(e_{ij}) = 0,011$
- Razón de verosimilitud = 227323,612, para los 62,435 casos

Para ciencias naturales se tiene un puntaje promedio de 44,052, además se encuentran diferencias significativas entre las escuelas debidas al tiempo y al valor de la pensión ($\mu_{1j}=0,126$ y $ee=0,030$).

Para la variable rendimiento en ciencias sociales se tendría los siguientes resultados:

- $\hat{\beta}_{0j} = 42,341$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_{0j}) = 0,031$
- $\hat{\beta}_1 = 0,713$, con error estándar $ee(\hat{\beta}_1) = 0,015$
- $\hat{\mu}_{oj} = 3,493$, con error estándar $ee(\mu_{oj}) = 0,091$
- $\hat{e}_{ij} = 3,002$, con error estándar $ee(e_{ij}) = 0,023$
- Razón de verosimilitud = 265755,377, para los 62,126 casos

Finalmente, para el área de ciencias sociales se encuentra un puntaje promedio de 42,34. Las diferencias significativas entre escuelas se deben al tiempo y al valor de la pensión ($\mu_{1j}=0,075$ y $ee=0,029$).

En síntesis, la variabilidad encontrada debido al tiempo indica que el puntaje en las áreas no es el mismo para todos los años, lo que afecta la estabilidad del efecto escolar.

En cuanto a la calidad de los modelos, se encuentra que la diferencia en la desvianza entre el modelo nulo y el ajustado para todas las áreas señala que existe significación, con lo cual el modelo ajustado es mejor que el nulo para explicar la variabilidad, como lo informa la diferencia de verosimilitud que se presenta en la tabla 8.13.

TABLA 8.13. ESTIMACIÓN DE ESTABILIDAD PARA BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000

	Matemáticas		Lenguaje		Naturales		Sociales	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija								
Intercepto	42,730	0,030	45,645	0,039	44,052	0,027	42,341	0,031
Pensión	0,691	0,020	0,960	0,017	0,620	0,016	0,713	0,015
Parte aleatoria								
Escuelas	2,992	0,085	5,837	0,148	2,711	0,069	3,493	0,091
Tiempo	5,394	0,042	3,922	0,031	1,405	0,011	3,002	0,023
Diferencia de verosimilitud*	33163,684		23978,059		21982,061		23550,296	

Nota: * Diferencia de verosimilitud con $P < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

8.3. ESTIMACIÓN DE LA EFICACIA DIFERENCIAL

En las tablas 8.14 a 8.20 se presenta la información sobre la eficacia diferencial para las variables discapacidad y etnia, las cuales fueron incluidas en los modelos una vez se realizó el modelaje con las variables de ajuste género, nivel socioeconómico y sociocultural del estudiante y nivel socioeconómico de la escuela. En ellas se señalan los coeficientes y el respectivo error estándar para estas variables solamente, debido a que estos valores no se habían presentado. Los coeficientes para las demás variables del modelo se presentaron en el capítulo siete y, si bien presentan cambios al incluir estas nuevas variables de ajuste, estos son mínimos y al no ser el objetivo directo de la investigación, se considera redundante volver a presentarlos.

A continuación se plantea la representación de los modelos tanto para los ciclos escolares, como para bachillerato. Las variables de ajuste se concretan en seis:

1. Género
2. Nivel sociocultural

3. Nivel socio económico (estudiante)
4. Nivel socio económico (escuela)
5. Etnia
6. Discapacidad

Utilizando la terminología del modelado multinivel tenemos:

Modelo I o modelo nulo:

$$\text{Nivel 1: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\text{Nivel 2: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \mu_{ojk}$$

$$\text{Nivel 3: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + V_{0k}$$

donde y_{ijk} es la variable respuesta, o variable producto, y

$i = 1, \dots, n_i$ es cada uno de los alumnos,

$j = 1, \dots, n_j$ cada uno de las escuelas,

$k = 1, \dots, n_k$ cada uno de los departamentos.

e_{ijk} , μ_{ojk} , V_{0k} son los errores de cada nivel.

Modelo II, o modelo ajustado

Nivel 1:

$$y_{ij} = \beta_{0ijk} \text{Cons} + \beta_1 \text{GENERO}_{ijk} + \beta_2 \text{ZNSC}_{1ijk} + \beta_3 \text{ZNE}_{ijk} + \beta_4 \text{NSE}_{-ESCUELA}_{ji} + \beta_5 \text{ETNIA}_{ijk} + \beta_6 \text{DISCAPA}_{ijk} + \varepsilon_{ij}$$

Nivel 2:

$$\begin{aligned} \beta_{0jk} &= \beta_{00k} + \mu_{ojk} ; \beta_{1jk} = \beta_{10k} + \mu_{1jk} ; \beta_{2jk} = \beta_{20k} + \mu_{2jk} ; \beta_{3jk} = \beta_{30k} + \mu_{3jk} ; \\ \beta_{4jk} &= \beta_{40k} + \mu_{4jk} ; \beta_{5jk} = \beta_{50k} + \mu_{5jk} ; \beta_{6jk} = \beta_{60k} + \mu_{6jk} \end{aligned}$$

Nivel 3:

$$\begin{aligned} \beta_{00k} &= \gamma_{000} + v_{00k} ; \beta_{10k} = \gamma_{100} + v_{10k} ; \beta_{20k} = \gamma_{200} + v_{20k} ; \\ \beta_{30k} &= \gamma_{300} + v_{30k} ; \beta_{40k} = \gamma_{400} + v_{40k} ; \beta_{50k} = \gamma_{500} + v_{50k} ; \beta_{60k} = \gamma_{600} + v_{60k} \end{aligned}$$

Una vez se evalúa los efectos fijos con las cinco variables de ajuste empleadas para estimar el efecto escolar, se agregó la variable etnia, luego de evaluar la significación se permitió la variación en la parte aleatoria del modelo y se evaluó si la variabilidad encontrada era significativa y si con ello se estaba en presencia de diferencias estadísticamente significativas en función de las variables incluidas en el modelo para cada nivel, la representación corresponde a:

$$\begin{bmatrix} v_{ok} \\ v_{1k} \\ v_{2k} \\ v_{3k} \\ v_{4k} \\ v_{5k} \\ v_{6k} \end{bmatrix} N(0, \Omega v): \Omega v = \begin{bmatrix} \sigma_{v0}^2 & & & & & & \\ \sigma_{v01}^2 & \sigma_{v1}^2 & & & & & \\ \sigma_{v02}^2 & \sigma_{v12}^2 & \sigma_{v2}^2 & & & & \\ \sigma_{v03}^2 & \sigma_{v13}^2 & \sigma_{v23}^2 & \sigma_{v3}^2 & & & \\ \sigma_{v04}^2 & \sigma_{v14}^2 & \sigma_{v24}^2 & \sigma_{v34}^2 & \sigma_{v4}^2 & & \\ \sigma_{v05}^2 & \sigma_{v15}^2 & \sigma_{v25}^2 & \sigma_{v35}^2 & \sigma_{v45}^2 & \sigma_{v5}^2 & \\ \sigma_{v06}^2 & \sigma_{v16}^2 & \sigma_{v26}^2 & \sigma_{v36}^2 & \sigma_{v46}^2 & \sigma_{v56}^2 & \sigma_{v6}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \mu_{ojk} \\ \mu_{1jk} \\ \mu_{2jk} \\ \mu_{3jk} \\ \mu_{4jk} \\ \mu_{5jk} \\ \mu_{6jk} \end{bmatrix} N(0, \Omega u): \Omega u = \begin{bmatrix} \sigma_{u0}^2 & & & & & & \\ \sigma_{u01}^2 & \sigma_{u1}^2 & & & & & \\ \sigma_{u02}^2 & \sigma_{u12}^2 & \sigma_{u2}^2 & & & & \\ \sigma_{u03}^2 & \sigma_{u13}^2 & \sigma_{u23}^2 & \sigma_{u3}^2 & & & \\ \sigma_{u04}^2 & \sigma_{u14}^2 & \sigma_{u24}^2 & \sigma_{u34}^2 & \sigma_{u4}^2 & & \\ \sigma_{u05}^2 & \sigma_{u15}^2 & \sigma_{u25}^2 & \sigma_{u35}^2 & \sigma_{u45}^2 & \sigma_{u5}^2 & \\ \sigma_{u06}^2 & \sigma_{u16}^2 & \sigma_{u26}^2 & \sigma_{u36}^2 & \sigma_{u46}^2 & \sigma_{u56}^2 & \sigma_{u6}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} e_{ojk} \\ e_{1jk} \\ e_{2jk} \\ e_{3jk} \\ e_{4jk} \\ e_{5jk} \\ e_{6jk} \end{bmatrix} N(0, \Omega e): \Omega e = \begin{bmatrix} \sigma_{e0}^2 & & & & & & \\ \sigma_{e01}^2 & \sigma_{e1}^2 & & & & & \\ \sigma_{e02}^2 & \sigma_{e12}^2 & \sigma_{e2}^2 & & & & \\ \sigma_{e03}^2 & \sigma_{e13}^2 & \sigma_{e23}^2 & \sigma_{e3}^2 & & & \\ \sigma_{e04}^2 & \sigma_{e14}^2 & \sigma_{e24}^2 & \sigma_{e34}^2 & \sigma_{e4}^2 & & \\ \sigma_{e05}^2 & \sigma_{e15}^2 & \sigma_{e25}^2 & \sigma_{e35}^2 & \sigma_{e45}^2 & \sigma_{e5}^2 & \\ \sigma_{e06}^2 & \sigma_{e16}^2 & \sigma_{e26}^2 & \sigma_{e36}^2 & \sigma_{e46}^2 & \sigma_{e56}^2 & \sigma_{e6}^2 \end{bmatrix}$$

En este modelo de medias y pendientes como resultados se evaluó la matriz de varianzas y covarianzas para cada nivel y si el valor t para las varianzas (σ_{un}^2 , en donde n hace referencia al identificador de la variable) resultaba significativo, se consideraba la existencia de diferencias debido a la variable. Las varianzas consideradas como

indicadores de diferencias significativas corresponden a $\sigma_{v1}^2, \sigma_{u1}^2, \sigma_{e1}^2, \sigma_{v2}^2, \sigma_{u2}^2, \sigma_{e2}^2$; $\sigma_{v3}^2, \sigma_{u3}^2, \sigma_{e3}^2; \sigma_{v4}^2, \sigma_{u4}^2, \sigma_{e4}^2; \sigma_{v5}^2, \sigma_{u5}^2, \sigma_{e5}^2; \sigma_{v6}^2, \sigma_{u6}^2, \sigma_{e6}^2$.

La información sobre eficacia diferencial debida al género o a los niveles socioeconómicos y socioculturales se señala tanto para los ciclos educativos como para el bachillerato, en las tablas se explicita si es significativa o no la diferencia debida a cada una de estas variables en el área académica correspondiente y se indica el nivel en el cual se encuentran las diferencias.

8.3.1. Estimación de la eficacia diferencial para los ciclos educativos

Esta propiedad científica se estimó a partir del modelo ajustado, el cual corresponde al modelo de efectos fijos y aleatorios presentado en el capítulo siete, incluyendo como variables adicionales la etnia y la discapacidad.

Como se ha presentado en apartados anteriores, en este modelo se evaluó la significación estadística de las variables como efectos fijos y dado que todas las variables son significativas, ninguna se excluye del modelo. Posteriormente, en la parte aleatoria se evalúa cada una de las variables permitiendo que varíen las intercepciones y las pendientes en los tres niveles, se fija en cero las varianzas y las covarianzas no significativas y se obtienen los resultados finales para el modelo. Esta variación en medias y pendientes informa sobre la eficacia diferencial a partir de las variables de ajuste de interés.

Para los tres ciclos educativos, primaria, secundaria y bachillerato, se encuentran diferencias entre las escuelas y los departamentos para todas las variables incluidas en los modelos, según se aprecia en la tabla 8.14.

En relación con el género, las diferencias se presentan para matemáticas en secundaria y bachillerato, y para lenguaje solamente en bachillerato, estas diferencias se dan entre escuelas y entre departamentos, esto último en el caso de bachillerato.

En función del nivel sociocultural las diferencias se presentan en los tres ciclos y para las dos áreas y se deben principalmente a diferencias entre escuelas. El nivel socioeconómico también determina diferencias entre escuelas para el puntaje promedio en las pruebas; así se encuentran diferencias en todos los grados para matemáticas y solo en bachillerato para lenguaje. Del nivel socioeconómico de la escuela se

encuentran diferencias entre escuelas y entre departamentos, excepto para matemáticas en bachillerato.

TABLA 8.14. EFICACIA DIFERENCIAL POR CICLOS EDUCATIVOS

Variable	Área	Ciclo educativo		
		Primaria	Secundaria	Bachillerato
Género	Matemáticas	NS	S*	S**
	Lenguaje	NS	NS	S**
Nivel sociocultural	Matemáticas	S*	S*	S****
	Lenguaje	S*	S*	S*
Nivel socioeconómico	Matemáticas	S*	S*	S*
	Lenguaje	NS	NS	S*
Nivel socioeconómico de la escuela	Matemáticas	S***	S**	NS
	Lenguaje	S**	S**	S*

Notas: S= significativo. NS= no significativo.

* Diferencias entre escuelas

** Diferencias entre escuelas y departamentos.

*** Diferencia entre escuelas, estudiante y departamento.

**** Diferencias entre departamentos y estudiante

Fuente: Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, los resultados presentados en la tabla 8.15 respecto al efecto diferencial de discapacidad y etnia, permiten afirmar que existe eficacia diferencial para las personas en condición de discapacidad, quienes, además, pueden ver afectado negativamente el puntaje promedio en la prueba si están en primaria u bachillerato.

TABLA 8.15. EFICACIA DIFERENCIAL POR CICLOS EDUCATIVOS ACORDE CON LA DISCAPACIDAD Y LA ETNIA

	Primaria		Secundaria		Bachillerato	
	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
	B (ee)	B (ee)	B (ee)	B (ee)	B (ee)	B (ee)
Discapacidad	-5,359 (1,918)	-4,796 (2,410)	7,998 (1,562)	8,648 (2,396)	-3,590 (0,530)	-3,857 (0,488)
Etnia	-39,256 (3,280)	-45,548 (4,808)	-28,401 (5,675)	-28,528 (8,105)	-0,502 (0,125)	-0,706 (0,100)
Dif. Verosim.	251500,940	127776,601	138622,566	175311,763	2.536415,770	2370943,834

Nota: En negrita las diferencia significativa entre escuelas

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la etnia se evidencia la existencia de eficacia diferencial para bachillerato y está asociado con tener menor puntaje promedio en la prueba de lenguaje. El modelo estimado está justado, la diferencia en verosimilitud es significativa a nivel

de 0,01. Es importante anotar que no se encuentran diferencias significativas a nivel de departamento, ni a nivel de estudiante.

8.3.2. Estimación de la eficacia diferencial para bachillerato

En el bachillerato se encuentra eficacia diferencial de la escuela debida al género y como se aprecia en la tabla 8.16 las diferencias se presentan principalmente entre escuelas y departamentos.

Se aprecia eficacia diferencial debido al nivel sociocultural y nivel socioeconómico con diferencias debidas primordialmente a la escuela. Las diferencias debidas a la variable nivel socioeconómico de la escuela son predominantemente entre departamentos (tabla 8.16).

TABLA 8.16. EFICACIA DIFERENCIAL EN BACHILLERATO ACORDE CON LA DISCAPACIDAD Y LA ETNIA

Variable	Área	Años						
		2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Género	Matemáticas	S***	S*	S*	S***	S*	S***	S***
	Lenguaje	S***	S*	S***	S***	S*	S***	S***
	Ciencias naturales	S***	S*	S***	S***	S*	S*	S***
	Ciencias sociales	S***	S*	S***	S***	S*	S***	S***
Nivel Sociocultural	Matemáticas	S*	S*	S*	S*	S*	S*	S*
	Lenguaje	S*	S*	S*	S*	S*	S*	S*
	Ciencias naturales	S*	S*	S*	S***	S*	S*	S*
	Ciencias sociales	S*	S*	S*	S*	S*	S*	S*
Nivel Socioeconómico	Matemáticas	S*	S*	S*	S*	S*	S*	S*
	Lenguaje	S*	S*	S*	S*	S*	S*	S*
	Ciencias naturales	S*	S*	S*	S*	S*	S*	S*
	Ciencias sociales	S*	S*	S*	S*	S*	S*	S*
Nivel Socioeconómico de la escuela	Matemáticas	NS	S**	S***	NS	S**	S**	S***
	Lenguaje	S**	S**	S**	S**	S**	S**	S**
	Ciencias naturales	NS	S**	NS	NS	S**	S**	S**
	Ciencias sociales	NS	S**	S**	S**	S**	S**	S**

Notas: S= significativo. NS= no significativo.

* Diferencias entre escuelas

** Diferencias entre departamentos

*** Diferencias entre escuelas y departamentos.

Fuente: Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la discapacidad se encuentra que para matemáticas (tabla 8,17) existe eficacia diferencial para dos años: 2009 y 2010, tanto para estos dos años como para 2008, ser una persona en condición de discapacidad se asocia con menor puntaje promedio en esta prueba. Respecto a la etnia, solo se encuentra eficacia diferencial para

el año 2008. En los tres años que se incluye esta variable en el modelo, se encuentra que pertenecer a una etnia se asocia con un menor puntaje promedio en la prueba.

TABLA 8.17. EFICACIA DIFERENCIAL. MATEMÁTICAS, AÑOS 2000 A 2010

	Discapacidad B (ee)	Etnia B (ee)
2000	0,000 (0,471)	
2001	0,548 (0,513)	
2002	0,137 (0,526)	
2003	0,532 (0,356)	
2008	-2,274 (0,373)	-0,924 (0,082)
2009	-3,623 (0,503)	-0,933 (0,111)
2010	-3,994 (0,430)	-0,962 (0,087)

Nota: en negrilla las diferencias significativas entre escuelas

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 8.18 se presenta la información para lenguaje. En esta tabla se aprecia que existe eficacia diferencial debida a la discapacidad para los tres últimos años de la década y, al igual que el área de matemáticas, se asocia con tener un menor puntaje promedio en esta prueba; aunque la magnitud del coeficiente es menor en comparación con el observado en esta área. Para etnia se encuentra eficacia diferencial para 2008 y 2009 y se asocia con menor puntaje promedio en el área de lenguaje, comportamiento similar al observado para matemáticas.

TABLA 8.18. EFICACIA DIFERENCIAL. LENGUAJE, AÑOS 2000 A 2010

	Discapacidad B (ee)	Etnia B (ee)
2000	0,528 (0,513)	
2001	0,264 (0,543)	
2002	-0,256 (0,446)	
2003	0,397 (0,468)	
2008	-1,806 (0,353)	-0,857 (0,076)
2009	-3,875 (0,478)	-1,020 (0,095)
2010	-1,876 (0,291)	-0,690 (0,060)

Nota: en negrilla las diferencias significativas entre escuelas

Fuente: Elaboración propia.

Para el área de ciencias naturales se aprecia en la tabla 8.19 que existe eficacia diferencial para las personas en condición de discapacidad y se asocia negativamente con el puntaje promedio en la prueba. Para etnia solo se encuentra eficacia diferencial para el año 2008, el signo de los coeficientes en los tres años señala que el efecto es negativo.

TABLA 8.19. EFICACIA DIFERENCIAL. CIENCIAS NATURALES, AÑOS 2000 A 2010

	Discapacidad B (ee)	Etnia B (ee)
2000	0,336 (0,339)	
2001	-0,501 (0,367)	
2002	0,787 (0,361)	
2003	0,073 (0,283)	
2008	-1,672 (0,278)	-0,506 (0,052)
2009	-2,968 (0,446)	-0,504 (0,070)
2010	-2,231 (0,248)	-0,448 (0,049)

Nota: en negrilla las diferencias significativas entre escuelas

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 8.20 se presentan los resultados del estudio de la eficacia diferencial para discapacidad y etnia para el área de ciencias sociales. Se encuentran diferencias debido a estas dos variables para los años 2008 y 2009, y solo para las personas en condición de discapacidad para el año 2010. La pertenencia a una etnia o estar en condición de discapacidad se asocia negativamente con el puntaje promedio en esta prueba.

TABLA 8.20. EVOLUCIÓN DE LA EFICACIA DIFERENCIAL. CIENCIAS SOCIALES, AÑOS 2000 A 2010

	Discapacidad B (ee)	Etnia B (ee)
2000	1,073 (0,401)	
2001	-0,217 (0,460)	
2002	0,498 (0,353)	
2003	0,203 (0,289)	
2008	-1,603 (0,341)	-0,636 (0,066)
2009	-3,683 (0,452)	-0,914 (0,097)
2010	-2,659 (0,307)	-0,624 (0,060)

Nota: en negrilla las diferencias significativas entre escuelas.

Fuente: Elaboración propia.

Capítulo 9.

CONCLUSIONES

Este capítulo presenta las conclusiones del trabajo realizado que tenía como objetivo estimar la magnitud del efecto escolar y las propiedades científicas en el sistema educativo colombiano.

En primer lugar se resumen los resultados del efecto escolar para Colombia en tres ciclos educativos (primaria, secundaria y bachillerato) y, en segundo lugar, los resultados de la evolución del efecto escolar para bachillerato durante la década del 2000. Se realizan las comparaciones con estudios realizados previamente y se discuten las implicaciones. Se presentan también resultados generales sobre la asociación entre las variables de ajuste y el puntaje promedio en la prueba.

En segundo lugar se presentan el resumen de los resultados de las propiedades científicas del efecto escolar, se compara con estudios previos y se discuten los resultados.

Se presentan consideraciones en torno a lo metodológico para el estudio de efecto escolar y sus propiedades científicas, se señalan los aportes, limitaciones y futuras investigaciones.

Se finaliza presentando una reflexión sobre el estudio del efecto escolar y las implicaciones de sus resultados en la generación de “*rankings*”, la inclusión educativa y la calidad y equidad educativa y su relación con la equidad social

9.1. RESUMEN DE RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El resumen de resultados busca puntualizar los hallazgos de la presente investigación, logrando de esta manera precisar lo presentado en los capítulos siete y ocho. La discusión se inicia con la comparación de estos resultados con los reportados en otras investigaciones y se contextualiza para el caso de Colombia. Se presenta los resúmenes acorde con el procedimiento seguido, así primero lo referente al efecto escolar y posteriormente, la información sobre las propiedades científicas.

9.1.1. Efecto escolar neto

Con los modelos multinivel de tres niveles se encuentra que el efecto escolar para el área de matemáticas es de 13,5% en primaria; 15,4% en secundaria y 12,85% en bachillerato. Para el área de lenguaje se reporta un efecto escolar de 9,11% en primaria; 9,5% en secundaria y 5,79% en bachillerato. Por su parte, los modelos multinivel de dos niveles llevan a la estimación de un mayor efecto escolar, de 17% y 21,4% para educación básica en matemáticas y de 14,5% y 13,3% para lenguaje. En bachillerato, el efecto escolar es de 15,5% y 6,7% para matemáticas y lenguaje respectivamente.

La evolución del efecto escolar en bachillerato, se reportan resultados entre 2,6% en el año 2000 para matemáticas y 20% en el año de 2003 para el área de ciencias naturales, con lo que se puede afirmar que existe una gran variabilidad entre las áreas y a lo largo de los años.

La variabilidad es mayor para el área de matemáticas, por lo que se comentan para esta área los resultados divididos en dos periodos, el primero entre 2000 y 2003, en el cual el efecto escolar se encuentra entre: 2,61% y 6,85%, siendo este mayor valor para

el año 2002. El segundo periodo es el comprendido entre 2008 y 2010 con un efecto escolar entre 11,69% y 15,39%.

Para el área de lenguaje el efecto escolar para estos siete años analizados corresponde a un porcentaje entre 7,47% y 9,7%, mientras que para el área de ciencias naturales está entre 10,091% y 20,072% y para el área de ciencias sociales entre 9,5% y 13,62%. Estos rangos de efecto escolar llevan a considerar que las áreas de lenguaje y ciencias sociales tienen menor variabilidad a lo largo de estos años y tienen un efecto escolar más estable.

En primer lugar se hará la comparación de estos resultados con los reportados para este mismo año por la institución encargada de realizar la evaluación de la educación en Colombia: el ICFES. Este ente gubernamental señala que el aporte neto de la escuela se encuentra entre el 18% y el 22% en quinto grado y entre 12% y 20% en noveno, informando que es mayor en matemáticas. Estos porcentajes tienen valores bastante disímiles a los encontrados en la presente investigación y se debe a diferencias en la conceptualización sobre el aporte de la institución al aprendizaje de los estudiantes y que se ha conceptualizado como efecto escolar. Para tal institución el aporte neto incluye el *“conjunto de variables escolares”*, mientras que el aporte bruto corresponde *“al efecto de variables escolares como el de las variables del contexto de los estudiantes sobre sus resultados”* (ICFES, 2011a, p. 11).

Otros estudios realizados en Colombia a partir de los datos provenientes del ICFES o de los datos provenientes del LLECE reportan porcentajes similares a los observados en este estudio. El primer estudio corresponde al trabajo de Casas, Gamboa y Piñeros (2002) quienes usando modelos de dos niveles reportan para el año 2000 un porcentaje de efecto escolar neto de 6% para matemáticas, 9% para lenguaje, 11% para ciencias naturales y 10% para ciencias sociales. Al igual que en los resultados reportados, el efecto es mayor para ciencias naturales y menor para matemáticas, este comportamiento es similar al que se presenta en los primeros años de la década.

El segundo estudio realizado por Rodríguez-Jiménez y Murillo (2011) encuentra para matemáticas un efecto escolar de 5,97% en 3° curso, y 15,68% en 6° de primaria y para lectura 15,43 en 3° y 22,70% en 6°, pese a que los grados escolares analizados son diferentes, el porcentaje de efecto escolar está dentro de los rangos encontrados en el presente estudio, aunque resulta menor el efecto escolar para matemáticas. Diferencia

que puede deberse a la naturaleza de la prueba, dado que en las pruebas del ICFES se mide lenguaje y el LLECE sólo lectura.

Un tercer grupo de estudios, dos realizados a nivel regional y uno nacional, reportan efectos escolares superiores a los encontrados en este estudio debido a que reportan efectos escolares incluso superiores al 20%, así Correa (2006) reporta un 27% para el puntaje total; Restrepo y Alviar (2004) informan de efecto escolar de 32,2% para conocimiento en matemática, 28,33% para lenguaje, 22,94% para aptitud matemática y 36% para el puntaje total. Y finalmente, López (2012), quien estudio el efecto escolar a lo largo de tres décadas, señala un efecto escolar para la prueba total entre 20% y 35%, para el área de matemáticas entre el 16% y 25%, y para el área de lenguaje entre 26% y 32%. Diferencias que se deben al cambio del instrumento de medición -para los estudios realizados con información previa al año 2000-, por las variables de ajuste incluidas, por la inclusión de una variable de producto conformada por el puntaje compuesto y por la muestra seleccionada.

Con respecto a América Latina se encuentra una mayor coincidencia en los porcentajes para el área de matemáticas en comparación con el área de lenguaje, los porcentajes se encuentran en un rango entre 11% y 15%, tal y como lo reportan los estudios de Blanco (2008), Cervini (2009), Carvallo, Casa y Contreras (2007), INEE (2008), LLECE (2006), Murillo (2007a) y Piñeros (2006). Para el área de lenguaje los porcentajes son similares a los reportados por Cervini (2010), Piñeros (2006), Murillo (2007a) y Zorrilla (2008) y en rango se encuentra entre 8% y 12%. En todos los casos se aprecia que el porcentaje es mayor para matemáticas.

El efecto escolar para áreas como ciencias naturales y sociales es sólo reportado en los estudios de Ferrão (2006), INEE (2008), Piñeros (2006) y OREAL/UNESCO (2010), con lo que se evidencia que estas áreas no cuentan con la importancia que les corresponde cuando se evalúa el aporte de la escuela y gozan de menor consideración cuando se trata de pensar en áreas de mejora para alcanzar la calidad de la educación. Los resultados del presente estudio se acercan más a los reportados por Piñeros (2006) y por OREAL/UNESCO (2010) para algunos países, con porcentajes de 11% aproximadamente.

Referido al área de ciencias naturales llama la atención los resultados para bachillerato, dado que reporta el mayor efecto escolar en comparación con las otras tres áreas. Lo cual se corresponde con la naturaleza del área, debido a que su aprendizaje se da principalmente en el ambiente escolar, dado que exige el uso de laboratorios y de instrumentos especializados que no están disponibles en casa, de la misma manera para asirlo requiere la apropiación de lenguaje científico, cuyo uso se da frecuentemente, sólo en la institución educativa, también puede deberse a la didáctica empleada para su enseñanza. Afirmaciones semejantes podrían formularse para el área de matemáticas, sin embargo dada la versatilidad observada del efecto, resulta arriesgado formular explicaciones desde lo curricular y lo pedagógico.

Ahora bien los resultados en Colombia para educación básica como para bachillerato comparados con los obtenidos por Estados Unidos, Inglaterra, Países Bajos, Australia y España reportan porcentajes superiores, y más si se consideran los estudios que han reportado efectos escolares hasta de 3,4%; con todo los estudios de Madaus (1979) y Witte y Walsh (1990) de Estados Unidos; Mortimore y cols. (1988) y Raundenbush de Reino Unido; Brandsma y Knuver (1989) y Bosker, Kremers y Lugthart (1990) de Países Bajos reportan porcentajes para matemáticas entre 10% y 14% y para lectura/lengua entre 8% y 9%, tales estudios, salvo el de Bosker, Kremers y Lugthart (1990), fueron realizados en primaria y las áreas predominantes son matemáticas y lenguaje.

Adicionalmente vale la pena mencionar que estos resultados guardan correspondencia con lo presentado en los estudios de meta-análisis, el de Scheerens y Creemers (1995) en el cual el efecto escolar en secundaria es de 13,5% o de Bosker y Scheerens (1989) quienes señalan que el efecto escolar es del 12%.

Por su parte el efecto del departamento es bajo para todas las áreas evaluadas, inferior al 5% y como era de esperarse la variable relacionada con el nivel socioeconómico de la escuela señala diferencias entre los departamentos. En Colombia tal situación responde a la división política existente y a la forma como se ha planteado la política educativa, con lo que existen departamentos que gozan de importantes recursos económicos y humanos y cuentan con programas a nivel educativo tales como Antioquia o Cundinamarca, mientras que otros departamentos con menores recursos

apenas están empezando a plantear y ejecutar sus políticas como es el caso de Chocó o Vaupés.

Estos resultados serán indicadores de utilidad si se espera realizar el monitoreo de las acciones que en materia educativa cada departamento plantee en su plan de desarrollo, ya que aunque bajo tiene un efecto que debe ser considerado. Sin duda incluir el departamento como otro nivel de análisis, en la línea de lo planteado Thomas (2001) brinda los elementos para comprender los efectos de las variables contextuales a nivel regional y con ello poder plantear las políticas educativas que permitan avanzar al logro de la eficacia de las instituciones educativas.

Algunos aspectos que deben ser mencionados en relación con la estimación del efecto escolar son los referidos al número de niveles a ser incluidos en los modelos multinivel y las variables de ajuste incluidas en los modelos. En el primer aspecto el número de niveles incluidos en el modelo multinivel acorde con lo señalado por Cervini (2010, 2012), Hill y Rowe (1996) y Murillo (2007a) la inclusión de un mayor número de niveles en los modelos, permite tener una imagen más *clara* y de mayor *complejidad* de la influencia de la escuela en los alumnos en consideración a que evidencia cuál es el aporte de cada nivel de agrupación y en ese sentido permitirá orientar las acciones, planes y políticas de mejoramiento.

En relación con el segundo aspecto, las variables de ajuste, género, lengua materna, nivel socioeconómico y nivel sociocultural, incluidas en los modelos, guardan correspondencia con las empleadas en los estudios de Hill y Rowe (1996, 1998), Mortimore y cols. (1988), Murillo (2007a) y Willms (1987).

A diferencia de la mayoría de estudios, las variables referidas a lo sociocultural se consideran de naturaleza diferente a lo socioeconómico y están en concordancia con el estudio de Murillo (2007a), en el primer grupo incluye la educación de los padres y en el segundo la ocupación y el ingreso económico de los mismos. Los trabajos de Willms y Raudenbush (1989), Hill y Rowe (1996) y Casas, Gamboa y Piñeros (2002) son ejemplos de trabajos en los cuales se considera la educación de los padres como parte de las variables socioeconómicas.

Aunque no es el interés central del estudio, se presenta el resumen de la asociación entre las variables de ajuste y el puntaje promedio en la prueba, así se encuentra que la

variable lengua materna tiene asociación negativa en todos los ciclos educativos y para las dos áreas, con lo que se tiene que no hablar español como primera lengua, guarda relación con la obtención de puntajes más bajos, igual comportamiento se aprecia para la variable género, principalmente para el área de matemáticas, situación que se presenta a lo largo de los tres ciclos educativos y para todas las áreas en bachillerato, encontrando algunas excepciones para algunos años en el área de lenguaje. En los ciclos educativos se aprecia que el género favorece obtención de mayores puntajes respecto a los hombres, estos hallazgos coinciden con los presentados por Murillo (2007a).

Las variables referidas a lo sociocultural y socioeconómica señalan asociaciones positivas con el puntaje promedio en las pruebas, con lo que se tiene que por cada unidad de desviación estándar se aprecia entre 0,5 y 2 puntos más en las pruebas para bachillerato y hasta 49 puntos más en primaria.

En síntesis, es posible concluir para los tres ciclos del sistema educativo colombiano la existencia del efecto escolar para matemáticas y lenguaje y comprobar que este efecto escolar tiene magnitudes similares a lo largo del bachillerato para lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales, con lo que es posible afirmar que la escuela aporta en el aprendizaje de las áreas básicas de los estudiantes.

Una pregunta que surge con la información presentada es: ¿Cómo explicar los resultados del efecto escolar? Para dar respuesta se van a considerar los siguientes aspectos: los instrumentos empleados, el currículo y las condiciones económicas y políticas a nivel educativo y a nivel social. En el primer aspecto, siguiendo a Casas, Gamboa y Piñeros (2002), el cambio realizado en el objeto de evaluación del examen, de la medición de aptitudes y conocimientos a la de competencias afectó la magnitud del efecto escolar.

La principal evidencia que los autores anteriormente mencionados aportan, remite al cálculo del efecto escolar en el año inmediatamente anterior a la implementación del nuevo examen, de acuerdo con el cual se reporta mayor magnitud, hasta diez puntos porcentuales más, específicamente los porcentajes son 17%, 13%, 20% y 14% para matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales respectivamente. En el presente estudio podría plantearse esta como posible explicación, el principal inconveniente es que sólo para el área de matemáticas se observa una gran fluctuación

en la magnitud del efecto escolar que tiende a estabilizarse para los tres últimos años de la década del 2000, con lo que no se puede ser concluyente sobre este particular.

Por otro lado en relación con lo curricular, es claro que las diferencias en el proceso de enseñanza-aprendizaje de las áreas pueden ocasionar un mayor impacto en los procesos escolares, así el aprendizaje de ciencias naturales se ve beneficiado por el trabajo en el laboratorio y la experimentación que en consideración a la infraestructura que exige, sólo puede realizarse en la institución escolar.

En materia educativa existen políticas educativas que promueven el trabajo en las distintas áreas, los cuales pueden tener ejecuciones y proceso diferentes acorde con la institución y la región. Algunos de las propuestas que se han promovido son el programa lector, los pequeños científicos, las olimpiadas matemáticas; complementado con material didáctico específico que se incluye como parte de la canasta educativa.

Por otro lado, los resultados para bachillerato se convierten en evidencia para reflexionar sobre las implicaciones de contar a lo largo de una década con porcentajes de efecto escolar con poca variabilidad (se exceptúa el área de matemáticas). De una parte podría interpretarse que el sistema educativo es constante, situación que sería favorable si no estuviera implicada la calidad y la equidad educativa. En la línea de lo planteado por Reynolds y cols (2011) la calidad se encuentra relacionada con la obtención de mejores puntajes de una escuela respecto a otra, una vez se han controlado por las variables de contexto; mientras que la equidad hace referencia al poder de la escuela para superar las diferencias debidas a los factores de contexto.

En atención con lo anterior, porcentajes de efecto escolar como los encontrados, reflejan que en Colombia la calidad educativa se mantiene a lo largo del tiempo y con ello se ha favorecido a la inequidad (Amaya, 2002; Sánchez y Otero, 2012), con lo que se puede afirmar que la escuela no ha contribuido a disminuirla, sino que por el contrario la ha mantenido, hecho que se reafirma con lo observado por la UNESCO (2012) entidad que señala que el sistema educativo colombiano no logra que todos sus estudiantes adquieran y desarrollen sus competencias básicas (UNESCO, 2012) y es justamente esta falta de igualdad en el acceso a la educación de calidad la que contribuye a continuar con la inequidad.

9.1.2. Propiedades científicas

En este apartado se expone el resumen de los resultados obtenidos para cada una de las propiedades científicas estudiadas, la información corresponde a los tres ciclos educativos y a la evolución del bachillerato durante la década del 2000.

9.1.2.1. Consistencia

Los resultados reportados permiten conocer si la eficacia de las escuelas es igual para todas las áreas y adquirir información que permita conocer el efecto de la organización escolar por áreas.

Si se considera el análisis de los tres ciclos educativos, se reporta para educación básica una consistencia alta entre las áreas de matemáticas y lenguaje; mientras que para bachillerato la consistencia es moderada. Los resultados obtenidos en primaria concuerdan con los reportados por Mandeville y Anderson (1987) y Cervini (2010), e informan de mayor consistencia que la reportada por Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988). Estos últimos encontraron coeficientes moderados entre las dos áreas. Los índices en primaria se explican por el efecto del profesor en consideración a que un solo docente imparte las dos asignaturas y con ello logra una mayor consistencia en los procesos de enseñanza-aprendizaje que adelanta.

En secundaria y bachillerato los resultados se comportan de manera semejante a lo informado por Cervini (2010) en Argentina, y Zorrilla (2008) en México y contrastan con lo reportado por Cuttance (1987), Thomas y Mortimore (1996) y Thomas y Goldstein (1994) para quienes la correlación entre áreas es moderada o con los estudios de Goldstein y Rasbash (1993) quienes reportan correlaciones bajas entre áreas con coeficientes de 0,29. Estos resultados permiten afirmar que la consistencia es mayor para el ciclo educativo básico y que guardan coherencia con lo reportado en otros países de Latinoamérica, con lo que se tendría que dadas las características de la organización escolar que se comparten en la región, es posible encontrar entre las áreas índices de consistencia altos.

A diferencia de otras regiones la división por áreas de conocimiento no conlleva a cambios significativos en la eficacia de la escuela, salvo para el área de matemáticas, aspecto que debería ser profundizado y objeto de un estudio más minucioso.

La consistencia calculada para la información proveniente de bachillerato a partir de los residuos, pone en evidencia la relación entre las áreas. En los resultados de la presente investigación, se encuentra para la mayoría de los años una consistencia alta entre las cuatro áreas, con correlaciones superiores a 0,7 y con un máximo de 0,88. Sólo para algunos de los años analizados la consistencia entre matemáticas y las demás áreas es moderada y sólo para el año 2000 se encuentra una consistencia baja entre matemáticas y lenguaje.

Estos resultados coinciden con los reportados por Bosker y Scheerens (1989), Cervini (2010), y Zorrilla (2008), y acorde con el resumen que Reynolds y cols. (2011) realizan sobre los resultados en consistencia, a la vez que amplían la información sobre esta propiedad dado que incluye las áreas de ciencias naturales y ciencias sociales.

Para sintetizar se tiene que las instituciones educativas en Colombia son igualmente eficaces o ineficaces en matemáticas y lenguaje y que existe consistencia entre éstas en los ciclos educativos de primaria y secundaria. Por su parte para bachillerato las instituciones educativas son consistentes para tres de las cuatro áreas evaluadas: lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales. En el caso del área de matemáticas y acorde con lo planteado por Murillo (2007a) las escuelas que son buenas en lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales no lo son en matemáticas y a la inversa. Con todo, los resultados sugieren que las instituciones educativas en Colombia son consistentes en su eficacia.

9.1.2.2. Estabilidad

Los resultados obtenidos en estabilidad para bachillerato permiten visualizar que existen cambios a través del tiempo para las cuatro áreas: matemáticas, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales. A partir de esta información es posible afirmar que las instituciones educativas no son estables en el tiempo, con lo que los efectos escolares no perduran. Los resultados del modelamiento multinivel longitudinal que permite la variación entre medias y pendientes son evidencia de que algunas instituciones sí logran obtener mejores resultados con el tiempo, pero otras no y que además estos resultados están en función de las condiciones socioeconómicas de la institución.

Los hallazgos están en relación con los reportados por Mangan, Pugh y Gary (2005), quienes señalan cambios entre las instituciones debidas al tiempo, agregan que si bien las instituciones evidencian mejorías estas no se mantienen en el tiempo, esta situación se observa en el comportamiento del desempeño en las pruebas a lo largo de diez años, al apreciar los resultados de los puntajes en las pruebas (sin ajustar), se observa una tendencia ascendente con algunos ascensos y descensos hacia la mitad de la década, que evidencian la inestabilidad, lo cual se confirma posteriormente con el modelo ajustado.

Es de anotar que los resultados fueron obtenidos con un diseño transversal de medidas repetidas, lo que hace difícil comparar los resultados con estudios emblemáticos como los de Thomas, Sammons, Mortimore y Smees (1997) quienes reportan que la estabilidad depende del área, hallazgos obtenidos a partir de estudios longitudinales, en los cuales es posible hacer el seguimiento de los estudiantes a través de varios años y estudiar la estabilidad del efecto, o con los resultados de Thomas, Peng y Gray (2007) quienes reportan que aproximadamente el 55% de las escuelas permanecen efectivas en el tiempo, algunos evidenciando cambios inesperados, como pasar de ser eficaces a ser ineficaces, concluyendo con ello que existen límites al mejoramiento a lo largo del tiempo y sólo se puede esperar mejora escolar en un número reducido de instituciones.

Pese a este inconveniente debe señalarse que las conclusiones del presente estudio aportan información ya que constituyen una aproximación complementaria al estudio de la estabilidad, a la vez que usa una importante herramienta para el análisis de datos que cuentan con medidas repetidas.

Los resultados en estabilidad complementados con los obtenidos en la consistencia nos indican que aunque son similares los procesos de enseñanza-aprendizaje entre las áreas, estos pueden variar de un año a otro. Estas variaciones pueden ser la respuesta a las adaptaciones que las instituciones deben hacer para responder a las circunstancias externas (Goldstein, 1997), tales como cambios en las políticas institucionales o gubernamentales y afectan de la misma manera a todas las áreas. Estos resultados plantean la necesidad de trabajar a la luz de modelos dinámicos (Kyriakides y Creemes, 2010).

9.1.2.3. Eficacia diferencial

El resumen de los resultados obtenidos en los tres ciclos educativos y en los datos provenientes de bachillerato para la década del 2000, informa que existe eficacia diferencial en las instituciones educativas en consideración al género, la etnia, la discapacidad, el nivel socioeconómico y cultural del estudiante y el nivel socioeconómico de la escuela.

Para el ciclo escolar de primaria, se encuentra para el área de matemáticas diferencias entre escuelas a partir de factores socioeconómicos y socioculturales de los alumnos; mientras que para el área de lenguaje las diferencias son sólo debidas a esta última variable. En secundaria se reportan diferencias entre escuelas para matemáticas debida al género y las variables nivel socioeconómico y sociocultural de los estudiantes, esta última variable señala diferencias en este mismo nivel para lenguaje. En los dos ciclos, se encuentran diferencias entre departamentos y escuelas para las dos áreas debidas a los factores socioeconómicos de la escuela.

Para el ciclo de bachillerato aparecen diferencias entre escuelas a partir de la etnia, el nivel socioeconómico y el nivel sociocultural de los estudiantes y el nivel socioeconómico de la escuela tanto para matemáticas como para lenguaje. Y se encuentran diferencias entre escuelas y departamentos para las dos áreas debido al género. Es de anotar que en los tres ciclos se reporta eficacia diferencial debida a la condición de discapacidad de los estudiantes.

En cuanto a la evolución del efecto escolar los resultados se resumen en que existe eficacia diferencial para todas las áreas y todos los años entre las escuelas debido a las variables género, nivel sociocultural y nivel socioeconómico del estudiante y nivel socioeconómico de la escuela, esta última variable no reporta significación en los tres primeros años de la década y reporta diferencias tanto entre departamentos como entre escuelas.

Las diferencias entre escuelas debidas a la etnia se encuentran para todas las áreas en el año 2008 y sólo para lenguaje y ciencias sociales en el año 2009. Mientras que para los estudiantes en condición de discapacidad las diferencias se presentan para los tres últimos años de la década del 2000 en todas las áreas, se exceptúa matemáticas la cual no presenta diferencias significativas para el año 2008.

En síntesis las instituciones educativas en Colombia evidencian eficacia diferencial para los distintos grupos de alumnos y con ello evidencia la falta de equidad existente en el país, debido a que los resultados varían en función de que son mujeres, pertenecen a una etnia, presentan diferencias en nivel socioeconómico y sociocultural. También en función del nivel socioeconómico de la institución, este último resultado en la misma línea de lo reportado en el estudio de estabilidad, en el cual se encuentra que los resultados en los puntajes promedios se afectan por la variable socioeconómica.

Es importante señalar que estas diferencias afectan de manera negativa los puntajes para las mujeres, los alumnos que pertenecen a una etnia y están en condición de discapacidad y son favorables para los alumnos que tienen mejor nivel cultural y socioeconómico.

Las diferencias entre escuelas y departamentos debidas al género concuerdan con lo reportado en los estudios de Murillo (2007a) y Zorrilla (2008) realizados en la región, con lo que se puede afirmar que a pesar de los esfuerzos y compromisos por alcanzar la equidad de género, esta no se ha alcanzado ni en Colombia, ni en otros países Latinoamericanos.

Aunque los resultados respecto a etnia no son consistentes, los estudios de Haque y Bell (2001), Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988), Smith y Tolimson (1989), Strand (2010) y Thomas y Sammons (1997), han encontrado eficacia diferencial debida a la etnia, en su mayoría diferencias entre negros y blancos. En Colombia, sin embargo estas diferencias se encuentran entre cinco etnias: indígena, raizal, mestizos, rom-gitano y afrodescendiente.

Respecto a las diferencias debida a la clase social y que para efectos de las variables analizadas en el presente estudio van a considerar como diferencias debido a lo socioeconómico, se encuentra similitud con los resultados reportados por Levine y Painter (2008), Mortimore, Sammons, Stoll y Ecob (1988), y Palardy (2008). Los resultados para Colombia en lo que respecta a esta variable son reconocidas por la institución encargada de administrar el sistema evaluativo de la educación, la cual señala un mayor desempeño en las áreas y grados evaluados se corresponde con un mayor nivel socioeconómico de los alumnos y sus familias (ICFES, 2011a). Se

menciona, que las diferencias debidas a factores socioculturales sólo se reportan por Murillo (2007a).

Finalmente se encuentran diferencias debidas a la condición de discapacidad las cuales no son posibles de comparar con estudios previos, dado que no es una variable que se haya incluido en las investigaciones sobre eficacia diferencial. De hecho, sólo se encuentra en la investigación realizada por Stand (2010), aunque no reporta eficacia diferencial debido a esta condición de los estudiantes.

La eficacia diferencial entre áreas y ciclos educativos es un aspecto que remite a reflexiones de naturaleza técnica, educativa y social. A nivel técnico se plantea como prioritario realizar estudios de funcionamiento diferencial de los ítems que garanticen que la medición no tiene sesgos por las características de los alumnos y que por tanto son válidas. Estos estudios se han empezado a realizar a partir del año 2012 en las pruebas que realiza el ICFES, algunos trabajos de investigación como los realizados por Arias (2008), Berrío (2008), Cervantes (2007) y Cuevas (2012) han buscado contribuir con este propósito, pero es un procedimiento que apenas se está implementando. Adicionalmente, siguiendo a Murillo (2007a), la estimación de la eficacia diferencial remite a la evaluación de la validez de la medida del efecto escolar y su generalización

Las consideraciones educativas remiten a las diferencias en los proyectos educativos institucionales o PEI de las instituciones, de acuerdo con los cuales cada institución goza de autonomía para realizar el proceso de formación de sus alumnos y en ese sentido, si bien debe cumplir con unos estándares nacionales para cada área, no existe una única forma de alcanzarlos, con lo que se pueden presentar diferencias en los currículos, la pedagogía y la evaluación y con ello afectar los resultados de los distintos grupos de alumnos que acuden a la institución.

Las diferencias en materia política y social lleva a pensar que pese a la promulgación de derechos como la igualdad y la equidad en la constitución política de Colombia (1991), el país no ha logrado la inclusión educativa y sigue siendo un país con inequidad en esta área, lo cual es sin duda un reflejo de la sociedad en general (Pulido, Heredia y Ángel, 2010).

9.2. APORTES

En este apartado se presenta las aportaciones de los resultados de este estudio a la línea de investigación sobre efecto escolar.

En primer lugar se encuentra que logro la estimación del efecto escolar en tres ciclos educativos, una aportación dado que la mayoría de estudios se han enfocado sólo en uno o dos ciclos. Se concluye que para Colombia el efecto escolar se encuentra entre 9% y 21%. Con diferencias debidas al ciclo educativo y al área, así cuando se comparan los tres ciclos educativos el efecto escolar es mayor para educación básica en comparación con bachillerato. Para los ciclos escolares el efecto es mayor para matemáticas y en evolución del efecto escolar en bachillerato el efecto es mayor para ciencias naturales.

En relación con la propiedad denominada consistencia se aporta información en los ciclos escolares en los que se encuentra que ésta es alta para educación básica -primaria y secundaria- y apenas moderada en bachillerato. De manera complementaria la estimación de la consistencia para la evolución del efecto escolar permite tener información acerca de la consistencia en las cuatro áreas del saber. Los resultados señalan magnitudes altas, con lo se afirma que la consistencia es alta al menos en tres de las cuatro áreas analizadas: lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales.

En relación con la propiedad denominada estabilidad, se aporta información sobre el comportamiento del ciclo educativo bachillerato, dentro sistema educativo Colombiano a lo largo de una década, con resultados que afirman que el efecto escolar para el país no es estable y sólo algunas instituciones logran mantener el mismo nivel de eficacia, el cual está en función del nivel socioeconómico de la institución educativa. De otra parte, resulta ilustrativo a nivel metodológico, el uso del diseño transversal de medidas repetidas y el análisis con modelos multinivel longitudinales.

En cuanto a la propiedad de eficacia diferencial, se aporta información para Colombia sobre el efecto del género, la etnia y el nivel socioeconómico reafirmando los resultados obtenidos por estudios realizados con el mismo objetivo; en los cuales se reconoce que existe efecto escolar diferencial debido a estas tres variables. En el proceso de modelaje y los resultados obtenidos con el mismo, se destaca la inclusión de la variable que da cuenta de la condición de discapacidad de los alumnos, los hallazgos

señalan que existe diferencia en función de esta variable. Para Colombia y Latinoamérica resulta de interés el uso de estas herramientas metodológicas, ya que se convierten en un indicador objetivo que sirve como criterio para evaluar el logro de la inclusión educativa y con ello el logro del compromiso realizado en Dakar en el año 2000, referido a la educación para todos.

A nivel general en relación con lo metodológico, el estudio recalca en la línea de lo planteado por Cervini (2012), la importancia de los índices de ajuste y la forma como estos pueden llevar a estimaciones diferentes del efecto escolar. En segunda instancia se resalta la construcción de los índices socioeconómico y sociocultural, que reconocen la diferencia entre capital cultural y económico y que son construidos con la metodología de índices sintéticos y análisis de componentes principales. Es importante señalar, que los índices son balanceados, ya que en cada uno de estos indicadores se incluye el mismo número de preguntas. Finalmente, los resultados permiten reafirmar la importancia de usar modelos multinivel de tres niveles, debido a que el porcentaje de efecto escolar se sobreestima cuando se usan modelos de dos niveles.

La realización del estudio permitió cuantificar el efecto escolar para Colombia, lo que servirá como información de base para poder evaluar el aporte de los cambios educativos en Colombia y con ello, poder participar de la mejora en la calidad de la educación del país.

Vale la pena mencionar que en contraste con otros estudios realizados en Latinoamérica el presente estudio analiza tres ciclos educativos y en uno de ellos da cuenta del efecto escolar a lo largo de una década, información que sin duda permite reflexionar sobre el papel de la escuela en los aprendizajes de los estudiantes y sobre el impacto de las políticas educativas del país.

En general el estudio aporta información sobre la magnitud del efecto escolar para Colombia en conjunto con la información de las propiedades científicas de consistencia, estabilidad y eficacia diferencial, destacando el contar con información para tres ciclos educativos, cuatro áreas académicas y dos variables relacionadas con la inclusión educativa como son la etnia y la discapacidad. Se espera que estos resultados sean relevantes para la discusión sobre los procesos escolares, la evaluación educativa en el país, la conceptualización sobre eficacia escolar y la equidad educativa.

Finalmente en relación con el estudio de las propiedades científicas es de anotar que

“los resultados obtenidos de su estudio tendrán una clara repercusión en la elaboración de índices de eficacia de los centros. En efecto, si se muestra que los efectos no son consistentes, habrá que analizar la eficacia en varias medidas de producto; si no son estables, será necesario que los índices se midan durante varios años consecutivos; si hay eficacia diferencial, será fundamental incluir indicadores de equidad; por último, si son perdurables, para calcular esos índices de eficacia será imprescindible. (Murillo, 2007a, p. 83).

Con todo lo anterior se espera que la información obtenida contribuya a mejorar la comprensión de la eficacia escolar en Colombia.

9.3. LIMITACIONES

La presente investigación constituye un aporte importante a la educación en Colombia y si bien fue un estudio realizado con cuidado y rigurosidad metodológica, en consideración a que es una exploración secundaria de datos, es importante anotar dos limitaciones encontradas para la realización del mismo.

La primera de las limitaciones hace referencia a la procedencia de los datos, debido a que estos son recogidos en el marco del sistema de evaluación educativa en Colombia y en consecuencia no se corresponde con los objetivos de un estudio de efecto escolar, ello conlleva a dificultades a la hora de definir las variables, así por ejemplo a pesar de saber la importancia de incluir el logro previo, no fue posible contar con esta información, dado que la entidad no lleva ningún registro sistemático por alumno; de igual manera, no fue posible contar con las mismas variables de contexto a lo largo de una década y mucho menos contar con variables socioafectivas esta situación impide estar acorde con las sugerencias de autores como Nuttall, Goldstein, Prosser y Rasbash (1989), Martínez-Arias (2009), Murillo (2007) y Scheerens y Bosker (1997).

La segunda limitación se refiere al tercer nivel incluido en el análisis, el departamento, ya que se incluyó sin variables de ajuste, debido a que construir un indicador que diera cuenta de variables relacionadas con lo socio-económico y lo sociocultural, se consideró inadecuado en atención a que la década del 2000 se realizaron una serie de cambios para el país en relación con la administración pública y la información no está unificada.

9.4. INVESTIGACIONES FUTURAS

Con el fin de generar y desarrollar en Colombia y Latinoamérica la línea de investigación sobre efecto escolar y sus propiedades científicas, se sugiere adelantar estudios que permitan:

1. Estimar el efecto escolar en los ciclos educativos incluyendo además de las variables cognitivas, las variables socioafectivas. Para tal fin será de utilidad contar con información de capital cultural y social de los alumnos que permitan consolidar los índices respectivos. También será objeto de trabajo investigativo la elaboración de instrumentos que permitan medir con fiabilidad y validez las actitudes y otras variables socioafectivas que se espera presenten alguna afectación debido a los procesos escolares.
2. En concordancia con lo presentado en el punto uno. Se espera adelantar un estudio que incluya la variable de rendimiento previo, para ello se debe recoger la información para cada estudiante, que permita cruzarla con las variables de la escuela o con las de otras pruebas aplicadas por la misma institución.
3. Realizar estudios de estabilidad en bachillerato haciendo uso de diseños longitudinales y de distintas herramientas de análisis como las series de tiempo.
4. Complementar con estudios de naturaleza cualitativa los hallazgos en relación a la eficacia diferencial, que permitan apreciar los procesos curriculares, pedagógicos y evaluativos que se adelantan en las instituciones educativas en el marco del enfoque de inclusión.
5. Realizar estudios sobre continuidad en el tiempo que permitan reconocer e identificar el papel y la influencia de la escuela primaria en secundaria y en la universidad.

Se considera que este estudio es muy importante en Colombia dado que la educación es uno de los factores que pueden contribuir a la superación de la pobreza, al logro de la equidad y con ello al desarrollo humano y económico del país (Pulido, Heredia y Ángel, 2010; UNESCO, 2012).

Esta propiedad ha sido de las menos estudiadas dada sus implicaciones metodológicas, políticas y económicas, y aunque en Colombia se cuenta con un gran volumen de información para todos los ciclos educativos, incluso para la educación superior universitaria, el sistema de codificación de la información para garantizar la confidencialidad, no cuenta con ningún código común que permita identificar a los alumnos en los distintos momentos en los que es evaluado, con lo que se pierde la oportunidad de ver el avance real debido a la escuela.

6. Se espera realizar estudios metodológicos que permitan dilucidar el impacto de la medición de las variables de ajuste y del uso de modelos de más de dos niveles, incluyendo variables explicativas de cada nivel.

9.5. HACIA LA MEJORA DE LA CALIDAD DE LA EDUCACIÓN EN COLOMBIA

Los resultados de las investigaciones sobre efecto escolar pueden contribuir a mejorar procesos educativos, por lo que a partir de las investigaciones realizadas se pueden plantear consideraciones en relación con el impacto en el reporte de resultados y la generación de “*rankings*”, la inclusión educativa y la calidad de la educación, todo ello en el marco de la equidad educativa y la equidad social.

9.5.1. Los resultados y los “*rankings*”

A partir de los estudios sobre efecto escolar y propiedades científicas se llama la atención sobre el informe de resultados que se entrega a la comunidad educativa, sobre la clasificación de las escuelas en función de su desempeño en las pruebas nacionales. Se propone realizar el ajuste a partir de las condiciones socioeconómicas y socioculturales del estudiante y la institución antes de presentar las tablas de clasificaciones. En consideración a controlar el efecto socioeconómico de presentar las *mejores* y *peores* escuelas, desconociendo de esta manera no sólo las condiciones de entrada de los estudiantes, sino los procesos y la organización particular de cada institución.

Este cambio que parece sencillo de implementar, exige preguntarse por las implicaciones en materia económica y política en un país como Colombia en donde la inequidad y la falta de credibilidad en las políticas estatales son dos problemas fundamentales para la ejecución de políticas públicas. La información ajustada podría generar problemáticas en los recursos económicos y en la representación social de las instituciones, particularmente en los dos casos siguientes: una institución de naturaleza pública que logra mejores resultados de los esperados una vez hecho el ajuste por las variables contextuales y una institución de naturaleza privada que no alcanza los resultados esperados en función de las variables de contexto de sus estudiantes

En ambos casos las consecuencias serían de ajuste económico. Para la institución pública corresponde al riesgo de recibir una menor asignación presupuestal en virtud de que la institución ha demostrado que con *“poco puede obtener buenos resultados”* y reivindicaría el concepto sobre la calidad de la educación pública en el país. En el caso de la institución privada llevaría a un congelamiento en sus tarifas que disminuiría sus ganancias, sin mencionar la afectación de su prestigio, buen nombre y por supuesto el concepto sobre su calidad educativa, lo cual se convierte en un indicador importante para los padres a la hora de elegir una institución educativa para sus hijos.

Este es un aspecto que no se ha discutido lo suficiente, a pesar del impacto que tiene en los medios de comunicación, tal y como se evidencia en el artículo *“Los mejores colegios 2012”* presentado en la revista Dinero¹, en el cual además de presentar los resultados, plantea reflexiones sobre la calidad de la educación y la inequidad en el país.

9.5.2. Inclusión educativa: educación para todos

El enfoque de inclusión en educación se plantea a partir del enfoque de derechos consagrado en la Constitución Política de Colombia (1991), en consideración a que la educación es un derecho humano fundamental que debe contribuir a la valoración de la diferencia y a potenciar la expresión de la diversidad. La inclusión constituye una mirada compartida por distintos países y se encuentra en acuerdos como el Marco de Acción de Dakar Educación para Todos: Cumplir nuestros compromisos comunes

¹ <http://www.dinero.com/edicion-impresa/caratula/articulo/los-mejores-colegios-2012/164849>

(UNESCO, 2000) y la Declaración de educación para todos: Un asunto de derechos humanos (UNESCO, 2007).

Se considera que las instituciones educativas son inclusivas cuando están abiertas a todos los niños y niñas e identifican y modifican las barreras que impiden el logro de este propósito (UNESCO, 2001), por lo que se espera que en consecuencia en el aula se trate igual de bien a todos en función de sus diferencias y necesidades particulares (Pujolas, 2010), con ello se exige que la institución y el docente en el aula reconsidere y re-estructure la organización curricular y la provisión de recursos para garantizar o aumentar la igualdad de oportunidades. El paso hacia una verdadera educación inclusiva es un proceso integral de transformación que asume la diferencia como un elemento propio de la diversidad del ser humano (Mahecha, 2012).

En este marco, los estudios que estiman la magnitud del efecto escolar en diferentes medidas de producto y llevan a cabo estudios sobre eficacia diferencial, informan sobre el avance en materia de inclusión; por lo que si se encuentran índices poco favorables se asumirá que la escuela no ha logrado su propósito de incluir a todos los alumnos y por ende se deben reorientar las políticas educativas planteadas para el cumplimiento de este propósito.

9.5.3. Calidad de la educación, equidad educativa y equidad social

La investigación sobre efecto escolar informa acerca de la eficacia de las escuelas, la cual se refleja en los resultados de los procesos educativos que se adelantan en las instituciones y que son reflejo de las políticas educativas de la región o el país, y que se asumen como principales instrumentos para informar sobre la calidad de la educación.

Acorde con Blanco R. (2008) la calidad de la educación se compone de cinco dimensiones, a saber: relevancia, pertinencia, equidad, eficacia y eficiencia. La primera alude a la finalidad de la educación y que se corresponde con la utopía de sociedad a través de la educación, lo que en Colombia se ha plasmado en la Ley General de Educación, 115 de 1994. La segunda denominada pertinencia alude a la significación de la educación y pretende rescatar la diferencia y redefinir los procesos educativos acorde con las características de la comunidad, en Colombia se ha tratado de lograr con el planteamiento de Proyecto Educativo Institucional.

Las tres dimensiones restantes, equidad referida a la democratización de la educación y con ello a la garantía de acceso y permanencia al sistema educativo, la eficacia y eficiencia que señalan el grado en que cumplen los propósitos educativos planteados y la forma como se invierten los recursos. Es en estas dimensiones en particular en las cuales tienen cabida los estudios de efecto escolar. Los indicadores obtenidos a partir de estos estudios son útiles y fiables para conocer sobre estas dimensiones.

En Colombia los resultados obtenidos en esta investigación, señalan el poco éxito de la escuela en el logro de la equidad, los resultados en el logro de la inclusión educativa y la inestabilidad del efecto escolar a través del tiempo son evidencias de ello. De otra parte se espera que estos resultados sean un insumo para orientar la reflexión en torno a la mejora de la calidad de la educación.

Para Colombia es claro que los efectos de la escuela son diferenciales en función del género, la etnia, la discapacidad, el nivel sociocultural y socioeducativo, lo que remite a evaluar la forma como se ha implementado la ley 115 de educación formulada en 1994 y que promulga el reconocimiento a la diferencia, la igualdad y la calidad educativa; de la misma manera evaluar la implementación de la política de educación inclusiva formulada a partir de 2005.

Por otra parte los resultados evidencian que existen dificultades para garantizar la eficacia y eficiencia del sistema educativo colombiano, porque los resultados ajustados por las variables de contexto señalan diferencias entre las escuelas, de manera que algunas tienen mejores o peores resultados que los esperados en atención a las condiciones de los estudiantes y de la escuela. Estos resultados remiten a nivel institucional a trabajar en los recursos humanos y económicos (Liu, 2011), como por ejemplo los programas de selección y formación del profesorado, la inversión en sistemas de evaluación integral o la creación de adecuados ambientes de aprendizaje.

Estas consideraciones sumadas a las observaciones planteadas por la UNESCO (2012) y que se presentan en los párrafos siguientes, dejan en Colombia un importante terreno para el desarrollo de propuestas de mejora escolar y para el planteamiento de orientaciones a la hora de plantear la evaluación de las políticas públicas educativas. Siguiendo a Murillo (2008) el efecto escolar

nos ha dotado de un conocimiento que nos da la imagen exacta de lo que podemos hacer y de lo que no es posible conseguir”, lo cual en conjunto con el movimiento de eficacia escolar “ha hecho renacer la confianza pública en el sistema educativo; no sólo considerado en sí mismo, sino también en lo que se refiere a sus posibilidades para transformar la sociedad, disminuyendo las desigualdades sociales y reformulando el principio de igualdad de oportunidades (p. 19).

La UNESCO (2012) en el último informe de seguimiento del programa *Educación para todos*, que se espera materializar al 100% hacia el 2015, señala para Colombia problemas relacionados con el acceso, la permanencia y los resultados educativos, como son:

- Baja tasa de escolarización neta y de permanencia en primaria, que puede llevar en el futuro a tasas bajas de educación de adultos.
- Aumento de la brecha debida a las condiciones económicas de los estudiantes y sus familias a medida que se avanza en el sistema educativo, que se evidencia en el ingreso al sistema y en la permanencia en el mismo. El 42% de los estudiantes de bajos recursos económicos, ingresan con dos años más de retraso que los estudiantes con mejores condiciones económicas y sólo la mitad de ellos puede tener acceso a la educación básica secundaria en comparación con sus homólogos de mayor nivel económico. El ingreso tardío a la escuela se refleja en los problemas de extra-edad y repitencia debido a los problemas de aprendizaje.
- La persistencia de la desigualdad en el acceso a la educación de buena calidad, que restringe el acceso a mejores condiciones laborales y de desarrollo personal. Con lo que la población de bajos recursos económicos ha tenido poco beneficio del crecimiento económico que el país ha tenido durante la última década. Las cifras señalan que para 2010 cerca de una cuarta parte de los jóvenes del quintil más pobre no había completado la educación primaria o el primer ciclo de la enseñanza secundaria, en comparación con el 100% de los jóvenes del quintil más rico.

De manera complementaria Cervini (2012) señala que las

Políticas gubernamentales tendientes a disminuir los niveles de desigualdad social y a aumentar los gastos en educación en los países con mayor rezago en sus resultados serían eficaces para disminuir las diferencias nacionales en los logros de aprendizaje (p. 21).

Y sugiere algunas acciones como:

la introducción de cambios en la organización o en la cultura de la institución escolar, así como en sus prácticas educativas, podrían producir mayor heterogeneidad en el nivel escuela y aumentar la importancia relativa de la escuela en la explicación de las diferencias en los aprendizajes. La extensión de prácticas pedagógicas inclusivas y más adecuadas a las necesidades de los amplios contingentes de alumnos con carencias socioeconómicas se expresaría en un descenso en la fuerza predictiva de esas carencias y en un aumento de la importancia relativa de la escuela como factor de distribución de aprendizajes (Cervini, 2012, p. 21).

Finalmente, es importante señalar que un marco más general sobre la calidad de la educación remite a generar las estrategias que permitan garantizar efectivamente el derecho a la educación, que a su vez se hace encuentra en relación con derechos referidos al trabajo, al desarrollo pleno, a la participación y con ello a generar sociedades que sean justas, participativas, equitativas y que permitan una convivencia pacífica y respetuosa entre todos los ciudadanos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aitkin, M. y Logford, N. (1986). Statistical modeling issues in school effectiveness studies. *Journal of the Royal Statistical Society, series A*, 149(1), 1-43.
- Amaya, G.(2002). Cobertura e inequidad. *Educación y educadores*, 5, 9-20.
- Arias, E. (2008). *Detección de DIF con Estadísticos Basados en Tablas de Contingencia: El Mantel-Haenszel*. (Tesis de maestría inédita). Universidad Nacional de Colombia, Bogotá Colombia.
- Aud, S., Fox, M. y KewalRamani, A. (2010). *Status and Trends in the Education of Racial and Ethnic Groups (NCES 2010-015)*. Washington DC: National center for education statistics, Institute of Education sciences, US Department of Education.
- Barbosa, M.E.F. y Fernandes, C. (2001). A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em matemática dos alunos da 4a série. En C. Franco (org), *Promoção, ciclos e avaliação educacional*. Curitiba, Brasil: ArtMed.
- Becerra-Avella, M.O. (2010). *Comparación del análisis factorial múltiple (AFM) y del análisis en componentes principales para datos cualitativos (Prinqual), en la construcción de índices*. (Tesis de maestría inédita). Universidad Nacional de Colombia, Bogotá Colombia.
- Berrío, A.I. (2008). *Efecto de la Razón de Tamaños y Desajustes al Modelo en la Detección de Ítems con Funcionamiento Diferencial mediante Procedimientos Basados en IRT (Diferencia de Dificultad y χ^2 de Lord)*. (Tesis de maestría inédita). Universidad Nacional de Colombia, Bogotá Colombia.
- Blanco, E. (2008). Factores escolares asociados a los aprendizajes en la educación primaria mexicana: un análisis multinivel. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 6(1), 58-84.

- Blanco, R. (2008). Eficacia escolar desde el enfoque de la calidad de la educación. En *OREALC/UNESCO, Eficacia escolar y factores asociados en América Latina y el Caribe* (pp. 7-16). Santiago: OREALC/UNESCO.
- Bosker, R.J. (1989). Theory-development in school effectiveness research: in search for stability of effects. Paper presented at the *Multi-level conference*, Nijmegen.
- Bosker, R.J. y Scheerens, J. (1989). Issues in the interpretation of the results of schools effectiveness research. *International Journal of Educational Research*, 13(7), 741-751.
- Boskers, R.J. y Witzers, B. (1996). The magnitude of school effects. Or: Does it really matter which school a student attends? Comunicación presentada en la *AERA annual conference*, New York.
- Bosker, R.J., Kremers, E.J.J. y Lugthart, E. (1990). School and instructional effects on mathematics achievement. *School Effectiveness and School Improvement*, 1, 213-248.
- Brandsma, H.P. y Knuver, A.W.M. (1989). Effects of school classroom characteristics on pupil progress in language and arithmetic. *International Journal of Educational Research*, 13(7), 741-751.
- Brookover, W.B., Beady, C., Flood, P., Schweitzer, J. y Wisenbaker, J. (1979). *Schools, social, systems and student achievement: schools can make a difference*. Nueva York: Praeger.
- Bryk, A. S. y Raudenbush, S. (1989). Toward a more appropriate conceptualization of research on school effects: A three-level hierarchical linear model. En R.D. Bock (ed.), *Multilevel analysis of educational data* (pp.159-204). San Diego, CA: Academic Press.
- Bryk, A.S. y Raudenbush, S.W. (1992). *Hierarchical linear models*. Nueva York: Sage.
- Carvallo, M. (2006). Factores que afectan el desempeño de los alumnos mexicanos en edad de educación secundaria. Un estudio dentro de la corriente de eficacia escolar. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad , Eficacia y Cambio en Educación*, 4(3), 30-53.
- Carvallo, M., Casa, J. y Contreras, L.A. (2007). Estimated impact of contextual variables on academic achievement among students in Baja California. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 9 (2).
- Casas, A., Gamboa, L. y Piñeros, J. (2002). El efecto escuela en Colombia, 1999-2002. *Borradores de Investigación*, 27, 1-37.
- Castaño, E. (1998). El efecto colegio sobre la variabilidad del rendimiento en matemáticas. *Lecturas de Economía*, 49, 1-9.
- Castejón, J.L. (2006). Evaluación del rendimiento de los centros educativos: Identificación y factores de eficacia. En F.J. Murillo (coord.), *Estudios sobre eficacia escolar en Iberoamérica. 15 buenas investigaciones* (pp. 83-110). Bogotá: Convenio Andrés Bello.

- Cervini, R. (2006a). Los efectos de la escuela y del aula sobre el logro en matemáticas y en lengua de la educación secundaria: Un modelo multinivel. *Perfiles Educativos*, 28, 68-97.
- Cervini, R. (2006b). Progreso de aprendizaje en la educación secundaria básica de Argentina: un análisis multinivel de valor agregado. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 4(3), 54-83.
- Cervini, R. (2009). Comparando la inequidad en los logros escolares de la educación primaria y secundaria de Argentina: un estudio multinivel comparativo. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 7, 5-21.
- Cervini, R. (2010). El ‘efecto escuela’ en la educación primaria y secundaria: el caso de Argentina. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 8, 8-25
- Cervini, R. (2012). El “efecto escuela” en países de América Latina: Reanalizando los datos del SERCE. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 20(39), 1-24.
- Cervantes, V. H. (2007). *Script para el Mantel Haenszel en programa R.2.6*, [Script]. Proyecto de identificación de Sesgo cultural en el Examen de Estado ICFES. Grupo de métodos e instrumentos de investigación en salud. Universidad Nacional de Colombia.
- Coleman, J.S., Campbell, E.O., Hobson, D.F., McPartland, M.M., Mood, A.M., Weinfeld, F.D. y Yourk, R.L. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: Department of Health, Education, and Welfare.
- Coolican, H. (1997). *Métodos de investigación y estadística en psicología*. México: Editorial el Manual Moderno.
- Correa, J. (2004). Determinantes del rendimiento educativo de los estudiantes de secundaria en Cali: Un Análisis multinivel. *Revista Sociedad y Economía*, 6, 81–105.
- Creemers, B.P.M. (1994). *The effective classroom*. Londres: Cassell.
- Creemers, B.P.M. (2002). From School Effectiveness and School Improvement to Effective School Improvement: Background, Theoretical Analysis, and Outline of the Empirical Study. *Educational Research and Evaluation: An International Journal on Theory and Practice*, 8(4), 343-362.
- Cuevas, M. (2012). *Sesgo cultural en los ítems de las pruebas del examen saber 11° en Colombia*. Universidad Nacional de Colombia. Tesis de Master. Inédita.
- Cuttance, P.F. (1987). *Modelling variation in the net effects of schools on pupil outcomes*. Edinburgh: CES.
- Daly, P. (1991). How large are secondary school effects in Northern Ireland? *School Effectiveness and School Improvement*, 2(4), 305-323.
- Darling-Hammond, L. (1994). Performance-based assessment and testing policy. *Harvard Educational Review*, 64(1), 5-29.

- Downey, D., Von Hippel, P. y Hughes, M. (2008). Are "Failing" Schools Really Failing? Using Seasonal Comparison to Evaluate School Effectiveness. *Sociology of Education*, 81(3), 242-270.
- Dyer, H. S. (1970). Toward objective criteria of professional accountability in the schools of New York City. *Phi Delta Kappan*, 52, 206-211.
- Dronkers, J., y Avram, S. (2010). A cross-national analysis of the relations of school choice and effectiveness differences between private-dependent and public schools. *Educational Research and Evaluation: An International Journal on Theory and Practice*, 16(2), 151-175.
- Entwistle, D. R. y Hayduk, L.A. (1988). Lasting effects of elementary school. *Sociology of education*, 61, 147-159.
- Fernández-Aguerre, T. (2003). Métodos estadísticos de estimación de los efectos de la escuela y su aplicación al estudio de las escuelas eficaces. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 1, 2-28.
- Fernandez-Aguerre, T. y Blanco, E. (2004). ¿Cuánto importa la escuela? El caso de México en el contexto de América Latina. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 2, 1-27.
- Ferrão, M.E. (2006). Componente do efeito-escola no Brasil. En F.J. Murillo (coord.), *Estudios sobre eficacia escolar en Iberoamérica. 15 buenas investigaciones*, (pp. 143-168). Bogotá: Convenio Andrés Bello.
- Fitz-Gibbon, C.T. (1991). Multinivel modeling is an indicator system. En S.W. Raudenbush y J.D. Willms (Eds). *Schools, classrooms and pupils: international studies of schooling from multilevel perspective* (pp 67-83). San Diego, CA: Academic Press.
- Fitz-Gibbon, C. Tymms, P. y Hazlewood, A. (1990). Performance indicators and information system. En D. Reynolds, B.P.M. Creemers y D. Peters (Eds.), *School effectiveness and improvement*. Groningen: GION.
- Gamboa, L., Casas, A. y Piñeros, J. (2003). La teoría de valor agregado: una aproximación a la calidad de la educación en Colombia. *Revista de Economía de la Universidad del Rosario*, 6, 95-116.
- Gaviria, J. y Castro, M. (2005). *Modelos jerárquicos lineales*. Madrid: La Muralla.
- Goldstein, H. (1997). Methods in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, 8(4), 369-395.
- Goldstein, H. (2011). *Multilevel statistical models*. Londres: John Wiley & Sons.
- Goldstein, H. y Rasbash, J. (1993). A multilevel analysis of school examination results. *Oxford Review Of Education*, 19(4), 425-440.
- Glass, G.V. (1976). Primary, secondary, and meta-analyses of research. *Educational Researcher*, 5, 3-8.
- Gray, J. (1981). A competitive edge: Examination results and the probable limits of secondary schools effectiveness. *Educational Review*, 33(1), 25-35.

- Gray, J., Goldstein, H. y Thomas, S. (2003). Of Trends and Trajectories: Searching for Patterns in School Improvement. *British Educational Research Journal*, 29(1), 83-88.
- Guldmond H. y Bosker, R. (2009). School effects on students' progress a dynamic perspective. *School Effectiveness and School Improvement*, 20(2), 255-268.
- Haque, Z. y Bell, J. F. (2001). Evaluating the Performances of Minority Ethnic Pupils in Secondary Schools. *Oxford Review of Education*, 27(3), 357-368.
- Halpern-Manners, A., Warren, J. y Brand, J. (2009). Dynamic measures of primary and secondary school characteristics: Implications for school effects research. *Social Science Research*, 38(2), 397-411.
- Hill, P.W. y Rowe, K.J. (1996). Multilevel modelling in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, 7(1), 1-34.
- Hill, P.W. y Rowe, K.J. (1998). Modelling Student Progress in Studies of Educational Effectiveness. *School Effectiveness and School Improvement*, 9(3), 310-333.
- Hox, J.J. (2002). *Multilevel analysis: techniques and applications*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Hunter, J. E. y Schmidt, F. L. (1990). Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in primary schools: An application of Creemers' comprehensive model of educational effectiveness. *School Effectiveness and School Improvement*, 11, 501-529.
- ICFES. (2005). *Nueva estructura de los exámenes de estado para ingreso a la educación superior y validación del bachillerato académico en un solo examen*. Bogotá: ICFES.
- ICFES. (2011a). *SABER 5o. y 9o. 2009 Síntesis de resultados de factores asociados*. Bogotá: ICFES
- ICFES. (2011b). *Informe técnico SABER 5o. y 9o. 2009*. Bogotá: ICFES
- ICFES. (2011c). *Examen de Estado de la educación media Resultados del periodo 2004 – 2009*. Bogotá: ICFES.
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa de México –INEE- (2007). *Factores escolares y aprendizaje en México: El caso de la educación básica*. México: INEE.
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa de México –INEE- (2008). *Análisis multinivel de la calidad educativa en México ante los datos de PISA 2006*. México: INEE.
- Jencks, C.S., Smith, M., Ackland, H., Bane, M.J., Cohen, D., Ginter, H., Heyns, B. y Michelson, S. (1972). *Inequality: A reassessment of the effect of the family and schooling in America*. Nueva York: Basic Books.
- KewalRamani, A., Gilbertson, L., Fox, M. y Provasnik, S. (2007). *Status and trends in the educational and education of racial and ethnic minorities (NCES 2007-039)*. Washington DC: National center for education statistics, Institute of Education sciences, US Department of Education.

- Klitgaard, R.E. y Hall, G.R. (1974). Are there unusually effective schools. *Journal of Human Resources*, 74, 90-106.
- Konu, A.I., Lintonen, T.P. y Autio, V.J. (2002). Evaluation of well-being in schools: A multilevel analysis of general subjective well-being. *School Effectiveness and School Improvement*, 13, 187-200.
- Kyriakides, L. y Tsangaridou, P. (2008). Towards the development of generic and differentiated models of educational effectiveness: a study on school and teacher effectiveness in physical education. *British Educational Research Journal*, 34(6), 807-838.
- Kyriakides, L. (2004): Differential School Effectiveness in Relation to Sex and Social Class: Some Implications for Policy Evaluation. *Educational Research and Evaluation: An International Journal on Theory and Practice*, 10(2), 141-161
- Kyriakides, L., Campbell, R.J. y Gagatsis, A. (2000). The significance of the classroom effect experimental effect. *Journal of Educational Psychology*, 74(2), 166-169.
- Kyriakides, L. y Creemers, B. (2008). A longitudinal study on the stability over time of school and teacher effects on student outcomes. *Oxford Review of Education*, 34(5), 521-545.
- Kyriakides, L. y Creemers, B. (2010). Explaining stability and changes in school effectiveness by looking at changes in the functioning of school factors. *School Effectiveness and School Improvement*, 21(4), 409-427.
- Lacey, C. y Lawton, D. (1981). *Issues in evaluation and accountability*. Londres: Methuen.
- Lastra, E. (2006). La calidad educativa en las escuelas públicas mexicanas. Estudio internacional sobre factores asociados al logro educativo en Latinoamérica. En F.J. Murillo (Coord.), *Estudios sobre eficacia escolar en Iberoamérica. 15 buenas investigaciones* (pp. 223-259). Bogotá: Convenio Andrés Bello.
- Lee, V. y Bryk, A.S. (1989). A multinivel model of the social distribution of high school achievement. *Sociology of Education*, 62, 172-192.
- Levine, D. y Painter, G. (2008). Are measured school effects just sorting?: Causality and correlation in the National Education Longitudinal Survey. *Economics of Education Review*, 27(4), 460-470.
- Liu, O. (2011). Value-added assessment in higher education: a comparison of two methods. *High Education*, 61, 445-461.
- LLECE, Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (2001). *Primer estudio internacional comparativo sobre lenguaje, matemática y factores asociados, para alumnos del tercer y cuarto grado de la educación básica: informe técnico*. Santiago de Chile: OREALC/UNESCO.
- LLECE, Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (2006). Estudio internacional sobre factores asociados al logro educativo en Latinoamérica. En F. J. Murillo (Coord.), *Estudios sobre eficacia escolar en*

- Iberoamérica. 15 buenas investigaciones* (pp. 199-221). Bogotá: Convenio Andrés Bello.
- López, S. (2012). Estimación del efecto colegio en Colombia: 1980–2009. *Estudios Gerenciales*, 28, 49-68.
- Luyten, H. (2004). *School effects: stability and malleability*. Enschede: University of Twente
- Luyten, H. (2006). An empirical assessment of the absolute effect of schooling: regression discontinuity applied to TIMSS-95. *Oxford Review of Education*, 32(3), 397–429.
- Luyten, H., Tymms, P. y Jones, P. (2009). Assessing school effects without controlling for prior achievement? *School Effectiveness and School Improvement*, 20(2), 145-165.
- Madaus, G.F., Kellaghan, T., Rakow, E.A. y King, D. (1979). The sensitivity of measures of school effectiveness. *Harvard Educational Review*, 49, 207-230.
- Mandeville, G.K. (1988). School Effectiveness Indices Revisited: Cross-Year Stability. *Journal of Educational Measurement*, 25(4), 349-356.
- Mandeville, G.K. y Kennedy, E. (1991). The relationship of effective schools indicators and changes in the social distribution of achievement. *School effectiveness and school improvement*, 2(1), 14-33.
- Mandeville, G.K. y Anderson, L.W. (1987). The Stability of School Effectiveness Indices across Grade Levels and Subject Areas. *Journal of Educational Measurement*, 24(3), 203-216.
- Mangan, J., Pugh, G. y Gray, J. (2005). Changes in examination performance in English secondary schools over the course of a decade: searching for patterns and trends over time. *School Effectiveness and School Improvement*, 16, 19-50.
- Mahecha, M. (2012). *Los planes de desarrollo en relación con la atención educativa para personas con discapacidad en Entidades Territoriales Certificadas*. Informe final de investigación Convenio OEI-MEN-USTA. Documento interno de trabajo. Circulación restringida.
- Martínez-Arias, R. (2009). Usos, aplicaciones y problemas de los modelos de valor añadido en educación. *Revista de Educación*, 348, 217-250.
- Marzano, R. (2000). *A new era for school reform: going where the research takes us, Mid-continent research for educational and learning*. Colorado. Recuperado de http://www.mcrel.org/PDF/SchoolImprovementReform/5002RR_NewEraSchoolReform.pdf
- McCoach, D.B. (2010). Hierarchical linear modeling. En G. Hancock y R.O. Mueller (Eds.), *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences* (p.p. 123-140). Londres: Taylor y Francis.
- Moreno, H. y Piñeros, L. (1998). *Factores asociados al logro en matemáticas en el examen del ICFES: Una comparación entre colegios oficiales y no oficiales*. Bogotá: Ministerio de Educación Nacional.

- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D. y Ecob, R. (1988). *School matters: The junior years*. Somerset: Open Books.
- Murillo, F.J. (1999). Los Modelos Jerárquicos Lineales aplicados a la Investigación sobre Eficacia Escolar. *Revista de Investigación Educativa*, 17(2), 453-460.
- Murillo, F.J. (2003). Una panorámica de la investigación iberoamericana sobre eficacia escolar. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 1, 1-14.
- Murillo, F.J. (2005a). *La investigación sobre eficacia escolar*. Barcelona: Octaedro.
- Murillo, F.J. (2005b). ¿Importa la escuela? Una estimación de los efectos escolares en España. *Tendencias Pedagógicas*, 10, 29-45.
- Murillo, F.J. (2006). Un estudio multinivel sobre los efectos escolares y los factores de eficacia de los centros docentes de primaria en España. En F.J. Murillo (Coord.), *Estudios sobre eficacia escolar en Iberoamérica. 15 buenas investigaciones* (pp. 345- 372). Bogotá: Convenio Andrés Bello.
- Murillo, F.J. (2007a). *Investigación Iberoamericana sobre Eficacia Escolar*. Bogotá: Convenio Andrés Bello.
- Murillo, F.J. (2007b). School effectiveness research in Latin America. En T. Townsend (Ed.), *International Handbook of School Effectiveness and Improvement* (pp. 75-92). Nueva York: Springer.
- Murillo, F.J. (2008). Enfoque, situación y desafíos de la investigación sobre eficacia escolar en América Latina y el Caribe. En OREALC/UNESCO, *Eficacia escolar y factores asociados en América Latina y el Caribe* (pp.17-48.). Santiago de Chile: OREALC/UNESCO.
- Murillo, F.J. (2010). ¿Quiénes son los responsables de los resultados de las evaluaciones?: hacia un planteamiento de valor agregado en educación. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 8, 3-9.
- Murillo, F.J. y Hernández-Castilla, R. (2011). Efectos escolares de factores socio-afectivos. Un estudio Multinivel para Iberoamérica. *Revista de Investigación Educativa*, 29(2), 407-427.
- Murillo, F.J. y Roman, M. (2011). ¿La escuela o la cuna? Evidencias sobre su aportación al rendimiento de los estudiantes de América Latina. Estudio multinivel sobre la estimación de los efectos escolares. *Profesorado. Revista de Curriculum y Formación del Profesorado*, 15(3), 2-24.
- NAEP (2005). *The Nation's Report Card Sciences 2005*. Recuperado de <http://nces.ed.gov/nationsreportcard/pdf/main2005/2006466.pdf>
- Nuttall, Goldstein, Prosser y Rasbash (1989). Differential school effectiveness: results from a reanalysis of the Inner London Education Authority's Junios School Project Data. *British Educational Research journal*, 4, 381-405.
- OECD (2005). *PISA 2003 Manual de análisis de datos: usuarios de SPSS*. Madrid: Instituto Nacional de Evaluación y Calidad del Sistema Educativo.

- Opdenakker, M.-C. y Van Damme, J. (2000). Effects of schools, teaching staff and classes on achievement and well-being in secondary education: Similarities and differences between school outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, 11, 165-196.
- OREALC/UNESCO. (2010). *Factores asociados al logro cognitivo de los estudiantes de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: OREALCUNESCO.
- Pustjens, H., Van de gaer, E., Van Damme, J. y Onghena, P. (2004). Effect of secondary schools on academic choices and on success in higher education. *School Effectiveness and School Improvement*, 15, 281-311.
- Palardy, G.J. (2008). Differential school effects among low, middle, and high social class composition schools: a multiple group, multilevel latent growth curve analysis. *School Effectiveness and School Improvement*, 19(1), 21-49.
- Pardo, A. (2009). Efectos fijos, aleatorios y mixtos. El procedimiento Modelos lineales mixtos. En A. Pardo (Ed), *Análisis de datos III* (pp 1-64). Madrid: Universidad Autónoma de Madrid.
- Peña, D. (1995). *Estadística Modelos y métodos: modelos lineales y series temporales*. Madrid: Alianza editorial.
- Piñeros, L.J. (2006). Eficacia escolar de los centros educativos uruguayos: el caso del 3er año del ciclo básico. En F.J. Murillo (Coord.), *Estudios sobre eficacia escolar en Iberoamérica. 15 buenas investigaciones* (pp. 373-410). Bogotá: Convenio Andrés Bello.
- Plowden Committee (1967). *Children and their primary schools*. Londres: HMSO
- Postlethwaite, T.N. (1994). Monitoring and Evaluation in Different Education Systems. En A.C. Tuijnman y T.N. Postlethwaite (Eds.), *Monitoring the Standards of Education* (pp. 23-46). Oxford: Pergamon.
- Pujolas, P. (2010). *Aprender juntos alumnos diferentes*. Barcelona: Octaedro.
- Pulido, O., Heredia, M. y Ángel, C. (2010). *Las desigualdades educativas en Colombia*. Buenos Aires: FLAPE (Foro Latinoamericano de Políticas Educativas).
- Pustjens, H., Van de Gaer, E., Van Damme, J. y Onghena, P. (2004). Effect of Secondary Schools on Academic Choices and on Success in Higher Education. *School Effectiveness and School Improvement*, 15, 281-311.
- Raudenbush, S.W. (1989). The analysis of longitudinal, multilevel data. En Creemers, B. P.M. and Scheerens, J. (Eds.), *Developments in school effectiveness research, Special issue of international journal of educational research*, 13(7), 721-739.
- Raudenbush, S.W. y Bryk, A. (1986). A hierarchical model for studying school effects. *Sociology of Education*, 59, 1-17.
- Restrepo, P. y Alviar, M. (2004). El logro académico y el efecto colegio en las pruebas ICFES en Antioquia. *Lecturas de Economía*, 60, 67-95.
- Reynolds, D. (1992). School effectiveness and school improvement: an updated review if thr british literature. En D. Reynolds y P. Cutance (Eds.), *School effectiveness: research, policy and practice* (pp. 1-24). Londres: Casell.

- Reynolds, D., Sammons, P., De Fraine, B., Townsend T. y Van Damme, J. (2011). Educational Effectiveness Research (EER): A State of the Art Review. Comunicación presentada en la reunión anual del *International Congress for School Effectiveness and Improvement*, Cyprus.
- Rodríguez-Jiménez, O.R. y Murillo, F.J. (2011). Estimación del efecto escuela para Colombia. *Magis, Revista Internacional de Investigación en Educación*, 3(6), 299-316.
- Rosenthal, R. y Rubin, D.B. (1982). A simple general purpose display of magnitude of experimental effect. *Journal of Educational Psychology*, 74(2), 166–169.
- Rutter, M., Maughan, B., Mortimore, P., Ouston, J. y Smith, A. (1979). *Fifteen thousand hours: secondary schools and their effects on children*. Londres: Open Books.
- Reeves, E. y Bylund, R. (2005). Are rural schools inferior to urban schools? a multilevel analysis of school accountability trends in Kentucky. *Rural Sociology*, 70(3), 360–386.
- Sammons, P., Nuttall, D. y Cuttance, P. (1993). Differential school effectiveness: results from a reanalysis of the Inner London Education Authority's Junior School Project Data. *British Educational Research Journal*, 4, 381-405.
- Sammons, P., Nuttall, D. , Cuttance, P. y Thomas, S. (1995). Continuity of school effects: a longitudinal analysis of primary and secondary school effects on GCSE performance. *School Effectiveness and School Improvement*, 6(4), 285-307.
- Sánchez, A. y Otero, A. (2012). Educación y reproducción de la desigualdad en colombia. *Reportes del emisor: investigación e información económica*, 154, 1-4. Recuperado de http://www.banrep.gov.co/documentos-publicaciones/report_emisor/2012/re_154.pdf
- Scheerens, J. y Bosker, R.J (1997). *The foundations of educational effectiveness*. Londres: Elsevier Science.
- Scherens, J. y Creemers, B.P.M. (1995). School effectiveness in the Netherlands. Research policy and practice. En B.P.M. Creemers, y N. Osinga (Eds.), *ICSEI Country reports* (pp. 81-106). Leeuwarden, Netherlands: ICSEI Secretariat.
- Scheerens, J., Luyten, H., Steen, R. y Luyten-de Thouars, Y. (2005). *Review and meta-analyses of school and teaching effectiveness*. Twente: Department of Educational Organization and Management University of Twente.
- Smith, D.J. y Tomlinson, S. (1989). *The school effect. A study of multi-racial comprehensives*. Londres: Policy studies institute.
- Stoll, L. (1996). Linking school effectiveness and school improvement: issues and possibilities. En J. Gray, D. Reynolds, C.T. Fitz-Gibbon y D. Jesson (Eds.), *Merging traditions: the future of research on school effectiveness and school improvement* (pp. 51-73). Londres: Casell.

- Strand, S. (2010). Do some schools narrow the gap? Differential school effectiveness by ethnicity, gender, poverty, and prior achievement. *School Effectiveness and School Improvement*, 21, 289-314.
- Stringfield, S. (1994). The analysis of large data bases in school effectiveness research. En D. Reynolds, B.P.M. Creemers, P.S. Nesselrodt, E.C. Schaffer, S. Stringfield y C. Teddlie (Eds.), *Advances in school effectiveness research and practice* (pp. 55-72). Oxford: Pergamon Press.
- Summers, A.A. y Wolfe, B.L. (1977). Do schools make a difference. *American Economic Review*, 67, 639-652.
- Swann Report (1985). *Education for All. Report of the Committee of Enquiry into the Education of Children from Ethnic Minority Groups*. Recuperado de <http://www.educationengland.org.uk/documents/swann/>
- Taylor, C. (1994). Assessment for measurement or standards: The peril and promise of large-scale assessment reform. *American Educational Research Journal*, 31, 231-262.
- Teddlie, C., Reynolds, D. y Sammons, P. (2000). The methodology and scientific properties of school effectiveness. En C. Teddlie y D. Reynolds (Eds.), *The international handbook of school effectiveness research* (pp. 55-133). Londres: Routledge Falmer.
- Teddlie, C., Stringfield, S. y Desselle, S. (1985). Methods, history, select findings and recommendations from the Louisiana School Effectiveness Study. *American Journal of Education*, 97(3), 221-236.
- Thomas, S. (2001). Dimensions of secondary school effectiveness: Comparative analyses across regions. *School Effectiveness and School Improvement*, 12, 285-322.
- Thomas, P. y Golsdtein, H. (1994). *The Analysis of 1992 GCSE Results*. Londres: Association of Metropolitan Authorities.
- Thomas, S. y Mortimore, P. (1996). Comparison of value-added models for secondary school effectiveness. *Research papers in Education*, 11(1), 5-33.
- Thomas, S. y Sammons, P. (1997). Differential secondary school effectiveness: Comparing the performance of different pupil groups, *British Educational Research Journal*, 23, 451-469.
- Thomas S., Peng W.J. y Gray J. (2007) Value added trends in English secondary school performance over ten years. *Oxford Review of Education*, 33, 261-298.
- Thomas, S., Sammons, P., Mortimore, P. y Smees, R. (1997). Stability and consistency in secondary schools effects on students' GCSE outcomes over three years. *School Effectiveness and School Improvement*, 8(2), 169-197.
- Tymss, P. (1993). Accountability – Can it be fair?. *Oxford review of education*, 19(3), 291-299.

- Tymss, P., Merrill, C. y Henderson, B. (1997). The first year at school: a quantitative investigation of the attainment and progress of pupils. *Educational Research and Evaluation*, 3(2), 101-118.
- UNESCO (2000). *Conferencia Mundial de Educación para Todos, Evaluación diez años después del Foro Mundial sobre la Educación* (Jomtien-Tailandia). Recuperado de <http://unesdoc.unesco.org/images/0012/001211/121147s.pdf>
- UNESCO (2001). *Understanding and responding to children's needs in inclusive classrooms: a guide for teachers*. París: UNESCO.
- UNESCO (2007). *Educación de calidad para todos: un asunto de derechos humanos*. Santiago. UNESCO/OREALC.
- UNESCO (2012). *Informe de seguimiento de la EPT en el mundo: los jóvenes y las competencias*. París: UNESCO.
- Van der Werf, G., Opdenakker, M.-C. y Kuyper, H. (2008). Testing a dynamic model of student and school effectiveness with a multivariate multilevel latent growth curve approach. *School Effectiveness and School Improvement*, 19, 447-462.
- Van Landeghem, G., Van Damme, J., Opdenakker, M.-C., De Fraine, B. y Onghena, P. (2002). The effect of schools and classes on noncognitive outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, 13, 429-451.
- Van de Gaer, E., De Fraine, B., Van Damme, J., De Munter, A. y Onghena, P. (2009). School effects on the development of motivation toward learning tasks and the development of academic self-concept in secondary school. *School Effectiveness and School Improvement*, 20, 235 - 253.
- Willms, J.D. (1987). Differences between Scottish Education Authorities in their examination attainment. *Oxford Review of Education*, 13(2), 211-232.
- Willms, J.D. y Raudenbush, S.W. (1989). A longitudinal hierarchical linear model for estimating school effects and their stability. *Journal of Educational Measurement*, 26, 209-232.
- Willms, J.D. y Somers, M.A. (2001). Family, classroom, and school effects on children's educational outcomes in Latina America. *School Effectiveness and School Improvement*, 12, 409-445.
- Witte, J. F. y Walsh, D.J. (1990). A systematic test of the effective schools model. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 12, 188-212.
- Young, D. (1998). Rural and urban differences in student achievement in science and mathematics: a multilevel analysis. *School Effectiveness and School Improvement*, 9(4), 386-418.
- Zorrilla, M. (2008). *La escuela secundarios mexicana. Un estudio multinivel de los efectos escolares y sus propiedades científicas*. Tesis Doctoral Inédita. Universidad Anahuac. México.

ANEXO A.

Resultados Modelos de Dos Niveles

TABLA A.1. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA MATEMÁTICAS EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELO DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	42,999	0,024	40,986	0,025	42,502	0,033	41,677	0,02	44,475	0,052	43,726	0,065	44,364	0,058
Parte aleatoria														
Escuelas	3,108	0,068	2,537	0,064	6,465	0,127	1,905	0,046	18,6	0,535	30,75	0,535	29,536	0,465
Estudiantes	26,717	0,068	26,087	0,077	34,112	0,087	25,948	0,067	63,96	0,148	88,571	0,199	82,64	0,178
Coefficiente de Correlación Intraclass														
Escuela	10,421		8,863		15,933		6,839		22,524		25,771		26,330	

TABLA A2. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA LENGUAJE EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELO DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	46,249	0,038	45,861	0,037	43,310	0,031	48,327	0,050	45,723	0,042	46,072	0,041	46,026	0,036
Parte aleatoria														
Escuelas	8,714	0,169	6,659	0,144	5,667	0,113	15,63	0,292	11,86	0,216	11,66	0,213	11,17	0,18
Estudiantes	31,788	0,081	28,58	0,084	31,6	0,08	44,37	0,115	43,99	0,102	53,3	0,12	40,02	0,086
Coefficiente de Correlación Intraclass														
Escuela	16,871		18,895		15,209		26,045		21,239		17,945		21,822	

TABLA A3. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA CIENCIAS NATURALES EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELOS DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	44,985	0,030	45,129	0,030	45,487	0,031	44,722	0,034	44,614	0,033	44,463	0,035	44,967	0,035
Parte aleatoria														
Escuelas	5,408	0,102	4,668	0,096	6,441	0,117	7,209	0,133	7,751	0,139	8,686	0,155	10,848	0,168
Estudiantes	14,234	0,036	13,407	0,039	15,878	0,04	16,758	0,043	24,195	0,056	33,619	0,076	25,612	0,055
Coefficiente de Correlación Intraclass														
Escuela	27,533		25,826		28,859		30,079		24,263		20,532		29,753	

TABLA A4. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR BRUTO PARA CIENCIAS SOCIALES EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELOS DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	Ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	44,144	0,032	43,071	0,036	44,396	0,028	43,440	0,028	43,607	0,038	42,789	0,044	43,129	0,038
Parte aleatoria														
Escuelas	6,236	0,119	6,555	0,137	5,165	0,095	4,843	0,092	9,749	0,176	14,12	0,251	12,59	0,2
Estudiantes	19,393	0,049	20,5	0,06	15,36	0,039	17,07	0,044	33,94	0,079	51,1	0,115	38,27	0,082
Coefficiente de Correlación Intraclass														
Escuela	24,332		24,232		25,168		22,106		22,314		21,652		24,757	

TABLA A5. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA MATEMÁTICAS EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELO DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	42,781	0,021	41,333	0,025	43,137	0,031	41,946	0,020	45,644	0,042	44,932	0,052	44,364	0,058
Género	0,525	0,022	-0,535	0,024	-0,977	0,025	-0,525	0,021	-2,306	0,030	-2,304	0,035	-2,964	0,032
Nivel sociocultural	0,209	0,011	0,246	0,013	0,367	0,013	0,212	0,011	0,759	0,018	0,967	0,021	1,101	0,019
Nivel socioeconómico	0,029	0,012	0,076	0,014	0,132	0,015	0,050	0,011	0,175	0,017	0,181	0,021	0,081	0,017
Nivel socioeconómico de la escuela	0,869	0,031	0,854	0,025	1,447	0,035	0,677	0,020	1,963	0,046	2,565	0,044	2,690	0,052
Parte aleatoria														
Escuelas	1,017	0,048	1,527	0,062	4,190	0,127	1,025	0,048	7,651	0,232	15,765	0,342	17,222	0,401
Estudiantes	26,570	0,068	25,902	0,092	33,554	0,087	25,401	0,077	61,870		94,759	0,380	79,096	0,173
Coeficiente de Correlación Intraclase														
Escuela	3,687				5,567				11,101				3,879	

TABLA A6. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA LENGUAJE EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELO DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	46,193	0,031	46,039	0,033	43,982	0,029	48,376	0,045	45,649	0,032	45,946	0,033	46,280	0,029
Género	0,598	0,025	-0,019	0,026	-1,029	0,024	0,071	0,029	0,153	0,024	0,294	0,026	-0,344	0,021
Nivel sociocultural	0,513	0,013	0,452	0,014	0,304	0,013	0,658	0,015	0,726	0,015	0,753	0,015	0,694	0,012
Nivel socioeconómico	0,177	0,014	0,097	0,015	0,082	0,013	0,122	0,015	0,134	0,015	0,129	0,015	0,064	0,012
Nivel socioeconómico de la escuela	1,945	0,040	1,659	0,038	1,349	0,030	2,051	0,048	1,706	0,036	1,622	0,029	1,734	0,033
Parte aleatoria														
Escuelas	4,215	0,135	3,717	0,130	3,728	0,111	10,292	0,277	4,547	0,145	5,581	0,136	4,346	0,126
Estudiantes	31,470	0,088	28,413	0,089	31,100		43,617	0,134	43,400	0,108	52,498	0,139	39,561	0,087
Coeficiente de Correlación Intraclass														
Escuela	11,812				11,569				10,704				19,091	

TABLA A7. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA CIENCIAS NATURALES EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELO DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	44,474	0,020	45,856	0,026	45,725	0,026	45,246	0,030	45,007	0,028	44,999	0,030	45,917	0,031
Género	1,245	0,016	-1,211	0,017	-0,198	0,017	-0,959	0,018	-0,846	0,019	-0,984	0,022	-1,764	0,018
Nivel sociocultural	0,315	0,009	0,303	0,010	0,360	0,009	0,061	0,010	0,551	0,012	0,628	0,013	0,642	0,011
Nivel socioeconómico	0,120	0,010	0,076	0,011	0,083	0,011	0,061	0,010	0,082	0,011	0,052	0,012	0,003	0,010
Nivel socioeconómico de la escuela	1,410	0,029	1,253	0,031	1,486	0,023	1,280	0,023	1,252	0,029	1,214	0,031	1,455	0,031
Parte aleatoria														
Escuelas	1,732	0,057	2,763	0,078	3,496	0,076	4,978	0,104	3,986	0,108	5,027	0,134	6,555	0,145
Estudiantes	12,184	0,053	12,901	0,049	15,646	0,040	16,027	0,049	23,557	0,075	32,749	0,080	24,345	0,053
Coeficiente de Correlación Intraclass														
Escuela	12,446		17,639		18,264		23,699		14,472		13,307		21,214	

TABLA A8. RESULTADOS DE EFECTO ESCOLAR NETO PARA CIENCIAS SOCIALES EN BACHILLERATO. DÉCADA DEL 2000. MODELO DE DOS NIVELES.

	2000		2001		2002		2003		2008		2009		2010	
	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee	B	ee
Parte fija														
Intercepto	44,031	0,025	43,540	0,029	44,981	0,025	43,732	0,026	43,852	0,030	42,961	0,037	43,381	0,032
Género	0,507	0,019	-0,639	0,020	-0,900	0,017	-0,512	0,018	-0,463	0,023	-0,283	0,027	-0,280	0,022
Nivel sociocultural	0,386	0,010	0,346	0,012	0,311	0,009	0,304	0,010	0,610	0,013	0,794	0,015	0,746	0,013
Nivel socioeconómico	0,109	0,012	0,080	0,014	0,086	0,009	0,051	0,009	0,108	0,013	0,107	0,015	0,012	0,011
Nivel socioeconómico de la escuela	1,555	0,031	1,545	0,029	1,267	0,021	1,031	0,021	1,560	0,033	1,711	0,032	1,844	0,035
Parte aleatoria														
Escuelas	2,799	0,087	3,150	0,073	3,193	0,071	3,411	0,077	4,138	0,124	7,933	0,175	6,220	0,160
Estudiantes	19,064	0,049	20,361	0,072	15,292	0,042	16,920	0,050	33,560	0,100	51,389	0,158	37,762	0,082
Coefficiente de Correlación Intraclass														
Escuela	12,802				13,398				17,273				16,777	

ANEXO B.

AJUSTES DE LOS MODELOS DE DOS NIVELES

TABLA A9. AJUSTE DEL MODELO DE DOS NIVELES RAZÓN DE VEROSIMILITUD. MATEMÁTICAS, AÑOS 2000-2010

	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	5457,880	4354,958	9063,070	7205,708	17108,449	19129,791	23421,390
Diferencia entre parámetros	10	18	17	18	15	26	16
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

TABLA A10. AJUSTE DEL MODELO DE DOS NIVELES RAZÓN DE VEROSIMILITUD. LENGUAJE, AÑOS 2000-2010

	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	7096,400	4860,659	6747,155	6593,908	8493,543	9035,881	10928,967
Dif. entre parámetros	16	16	10	21	15	14	18
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

TABLA A11. AJUSTE DEL MODELO DE DOS NIVELES RAZÓN DE VEROSIMILITUD. NATURALES, AÑOS 2000-2010

	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	25486,937	18411,222	7666,218	14066,361	14080,390	11877,263	25831,206
Dif. entre parámetros	25	19	11	13	19	17	14
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

TABLA A12. AJUSTE DEL MODELO DE DOS NIVELES RAZÓN DE VEROSIMILITUD. SOCIALES, AÑOS 2000-2010

	2000	2001	2002	2003	2008	2009	2010
Diferencia entre modelos	7912,490	7209,889	12224,414	6797,361	8954,729	9051,443	10350,824
Dif. entre parámetros	18	14	11	13	14	22	12
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

TABLA A13. AJUSTE DEL MODELO DE DOS NIVELES RAZÓN DE VEROSIMILITUD. CICLOS EDUCATIVOS, AÑO 2009

	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje
Diferencia entre modelos	111568,775	127754,967	138589,969	131131,900	100993,340	77478,402
Diferencia entre parámetros	18	9	17	11	26	17
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

ANEXO C.

GRÁFICOS DE AJUSTE DE LOS MODELOS DE TRES NIVELES

FIGURA A1. MUESTRA DE LA DISTRIBUCIÓN RESIDUAL EN PRIMARIA

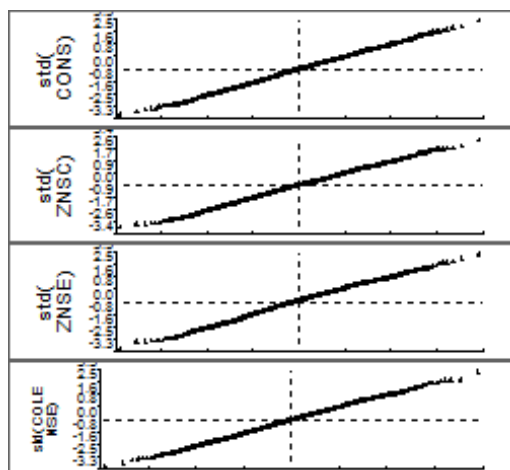


FIGURA A2. MUESTRA DE LA DISTRIBUCIÓN RESIDUAL EN SECUNDARIA

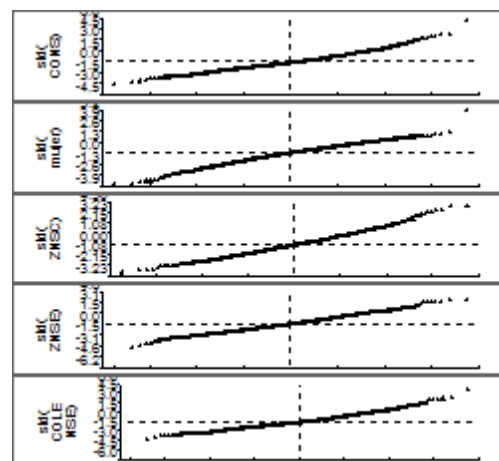


FIGURA A3. MUESTRA DE LA DISTRIBUCIÓN RESIDUAL EN BACHILLERATO

